

# RIVISTA ITALIANA DI DEMOGRAFIA E STATISTICA

## COMITATO SCIENTIFICO

Prof. BENEDETTO BARBERI  
Direttore generale  
dell'Istituto Centrale di Statistica

Prof. LIVIO LIVI  
Ord. Università di Firenze

Prof. ALFREDO NICEFORO  
Ord. Università di Roma

Prof. FRANCO SAVORGNAN  
Ord. Università di Roma

Prof. GUGLIELMO TAGLIACARNE  
Libero docente di statistica economica  
Università di Roma

Prof. FELICE VINCI  
Ord. Università di Milano

Prof. LANFRANCO MAROI  
Ord. Università di Napoli

*Direttore*

## S O M M A R I O

### Articoli

	Pag.
L'ereditarietà della fecondità dal punto di vista statistico . . . . .	Franco Savorgnan . . - 299
La numerosità delle popolazioni animali . . . .	Guido Sensini . . . . - 317
Di alcune definizioni insidiose e delle forme fon- damentali di una distribuzione statistica . .	Luigi Galvani . . . . - 334
Efficacia della selezione e tavole selezionate di mortalità nell'assicurazione vita . . . . .	Giuseppe De Meo . . - 352
La « statistica morale » ieri e oggi . . . . .	Giovanni Schepis . . - 379
Considerazioni su alcuni fenomeni demografici nella popolazione italiana dell'Eritrea, dal 1882 al 1923 . . . . .	Vittorio Castellano . . - 386
Applicazione dei profili grafici pluricaratteristici alle indagini di statistica aziendale . . . . .	Nino Ghelli . . . . - 418

### Note critiche

Sul valore divisorio . . . . .	Vittorio Castellano e Mario De Vergottini - 427
Sullo scarto quadratico medio e sui valori potiori .	Vittorio Amato e Paolo Resta . . . . - 433

Rassegna economica

Il costo del lavoro degli operai dell'industria durante il 1947 . . . . .	Pag. <i>Raniero Cardoni</i> . . . - 436
--	--

Attività statistica

La collaborazione europea nel campo della statistica . . . . .	<i>A. Canaletti Gaudenti</i> - 442
La VI Conferenza internazionale per la revisione decennale delle nomenclature internazionali delle malattie e cause di morte . . . . .	<i>Giuseppe Giannelli</i> . - 448
† <i>Giovanni De Francisci Gerbino</i> (1883-1948) . .	<i>Irene Buscio Giordano</i> - 460



## *L'ereditarietà della fecondità dal punto di vista statistico*

Considerato dal punto di vista statistico e formale, il problema della ereditarietà del grado di fecondità si riduce a un confronto tra la fecondità dei genitori e quella dei loro figli, maschi e femmine. Classificati i genitori secondo la prolificità, cioè secondo il numero di figli 1, 2, 3...  $n$  nati dal loro matrimonio, si calcola quanti figli ebbero in media i figli di genitori con 1 figlio, quanti quelli di genitori con 2 figli, e così via, per vedere se quelle medie corrispondano alla prolificità dei genitori e se crescano o no, col crescere della loro prolificità. L'impostazione del problema è in teoria molto semplice e lo statistico dispone ad esuberanza di metodi raffinati e di indici precisi per misurare l'eventuale correlazione tra la fecondità dei genitori e quella dei figli. Ma in pratica le cose si complicano, quando si tratti di scegliere il materiale costituito dai matrimoni dei genitori e dei figli, di vagliarlo caso per caso e di depurarlo da tutti gli elementi dubbi (1).

Ora incomincian le dolenti note e per poter raccogliere un materiale, che si presti all'analisi della trasmissione ereditaria della fecondità, conviene prima fissare alcune norme fondamentali, la cui inosservanza non mancherebbe di compromettere l'esito della ricerca e l'attendibilità dei risultati.

Dato che per le grandi popolazioni non esistono notizie genealogiche, che consentano di paragonare la fecondità dei genitori con quella dei figli, si è costretti a ricorrere a quei pochi gruppi sociali, per i quali è possibile rilevare i dati richiesti. Ma anche quei pochi gruppi non possono essere presi tutti in considerazione, perchè, per ovvie ragioni, bisogna scartare quelli, in cui il fattore della restrizione volontaria della prole agisce sulla fecondità matrimoniale dei genitori o dei figli. Il campo di scelta si restringe quindi ai soli gruppi che non limitano le nascite. Va da sè che in materia tanto delicata non si può mai avere una sicurezza assoluta, ma è lecito presumere che, per esempio, l'alta aristocrazia — se non oggi almeno in tempi non molto remoti — non abbia posto freni alla capacità di procreare. Ora, poichè le caste nobiliari, che meglio si prestano all'indagine, sono composte dovunque di pochissime persone,

---

(1) Cfr. il mio precedente articolo: *L'ereditarietà della fecondità nelle famiglie numerose*, « Rivista italiana di demografia e statistica », Vol. I, N. 1, gennaio 1947.

ogni ricerca sull'ereditarietà del grado di fecondità deve basarsi necessariamente su numeri molto piccoli, sicchè i risultati, che si ottengono, risentono tutta l'incertezza che deriva da un esiguo numero di osservazioni.

Ciò premesso e scelto il materiale in base ai criteri esposti dianzi, conviene sottoporlo a un rigoroso esame critico, perchè, per poter constatare se i genitori hanno trasmesso ai figli il proprio grado di fecondità, non si può tener conto che dei soli matrimoni — tanto dei genitori che dei figli — in cui la capacità genetica congenita dei coniugi ha potuto estrinsecarsi pienamente.

Vanno quindi eliminati tutti i matrimoni sciolti per morte o per divorzio prima dello spirare del termine del ciclo di convivenza feconda. A questo proposito mi sia concesso di aprire una parentesi per determinare quale sia normalmente la durata di quel ciclo e per esaminare quali relazioni intercedano tra essa e l'età degli sposi al matrimonio.

\* \* \*

La durata del ciclo di convivenza feconda, cioè quello spazio di tempo che passa tra la data del matrimonio e quella dell'ultimo parto — o, ciò che torna lo stesso, la differenza tra l'età della donna al matrimonio e la sua età all'ultimo parto — è stata valutata dal BENINI (1), circa mezzo secolo fa, da 16½ a 18½ anni. Successivamente il PRINZING (2) affacciava l'ipotesi che la convivenza feconda (*die Gebärzeit einer Ehe*) durasse da 10 a 15 anni e citava in proposito l'opinione del CAUDERLIER che l'attività procreatrice fosse limitata ai primi 15 anni di matrimonio, notando giustamente come la durata media della convivenza feconda dovesse variare nel tempo e nello spazio. A questi autori era sfuggito però che già alcuni decenni prima, nel 1874, l'ANSELL aveva calcolato, in base ai dati di un'inchiesta sulle famiglie delle classi superiori inglesi, che il ciclo della convivenza feconda (*childbearing period*) durava in media circa 13 anni, nei casi in cui il matrimonio non fosse stato sciolto prematuramente per la morte di uno dei coniugi (3).

Nei miei studi sulla fecondità dell'aristocrazia (4) mi sono occupato anch'io della convivenza feconda, determinando per ogni

---

(1) *Principii di demografia*, Firenze 1901, pag. 262. Il BENINI stesso avverte che quella durata, per l'imprecisione del metodo con cui fu calcolata, è poco attendibile.

(2) *Handbuch der medizinischen Statistik*, Jena 1906, pag. 19.

(3) CHARLES ANSELL, JUN., *Statistics of families in the upper and professional classes*, London 1874, pag. 53. La durata precisa del ciclo calcolata dall'A. in anni e centesimi di anno è 12,84.

(4) Cfr. la serie di articoli che pubblicai in «Metron», Vol. III, N. 2, 1923; Vol. III, N. 3-4, 1924; Vol. IV, N. 3-4, 1925; Vol. V, N. 1, 1925; Vol. IX, N. 1, 1931; ed inoltre: F. SAVORGNAN, *Corso di demografia*, Pisa 1936, pagg. 138-139; e F. SAVORGNAN, *La fecondità dell'aristocrazia*, Pisa 1942, pag. 73.



singolo gruppo (case sovrane, principesche, ecc.) come si distribuiscono i matrimoni secondo l'anno di matrimonio in cui ebbe luogo l'ultimo parto. Riporterò qui soltanto i risultati riassuntivi per un complesso di 289 matrimoni contratti dal 1890 al 1909 e durati più di 15 anni. Le percentuali dei casi, in cui l'ultimo parto ebbe luogo nei seguenti anni di matrimonio, sono per tutto il complesso:

Anni di matrimonio	dal I al X	dall' XI al XV	dal XVI in poi
% dei matrimoni	56,8	29,4	13,8

e invece per i soli matrimoni ad alta prolificità con 7 e più figli:

Anni di matrimonio	dal I al X	dall' XI al XV	dal XVI in poi
% dei matrimoni	2,3	32,6	65,1

Nel complesso dei matrimoni la proliferazione si arresta prima dello spirare del quindicesimo anno nell'86,2% dei casi.

Dal confronto si vede che nei matrimoni ad alta prolificità la percentuale di quelli in cui la durata del ciclo di convivenza feconda supera 15 anni è quasi il quintuplo che nel complesso di tutti i matrimoni. Mi riuscì anche di dimostrare che in tutti i gruppi di matrimoni considerati, col crescere della durata della convivenza feconda aumenta parallelamente la media dei figli per matrimonio.

Le probabilità che il ciclo di convivenza feconda si protragga oltre i 10 e i 15 anni è, naturalmente, tanto maggiore, quanto minore è l'età dei coniugi al matrimonio, soprattutto quella delle spose. Esaminai anche questo lato della questione per i matrimoni dei principi sovrani e di mediatizzati ottenendo i seguenti risultati (1):

DURATA DELLA CONVIVENZA FECONDA IN ANNI	Età media degli sposi al matrimonio			
	Sovrani		Mediatizzati	
	Sposi	Spose	Sposi	Spose
Dal I al X . . . . .	30,9	24	31,7	25
dall' XI al XV . . . . .	27,2	23	31	22,6
dal XVI in poi . . . . .	23,7	22,2	28,8	21,7

Per quanto riguarda le spose la relazione inversa tra durata della convivenza feconda ed età media è perfetta; per gli sposi si riscontra una sola eccezione alla regola.

(1) Cfr. F. SAVORGNAN, *La fecondità delle aristocrazie. Le case mediatizzate della Germania*, « Metron », Vol. III, N. 3-4, 1 febbraio 1924, pag. 456. Il numero dei matrimoni considerati è per il gruppo dei principi sovrani 54 e per quello dei mediatizzati 110.

Come appare da queste mie ricerche, che risalgono ormai a più di vent'anni or sono, la durata del ciclo di convivenza feconda e l'età al matrimonio delle spose, con la quale la durata è connessa, hanno molta importanza per il manifestarsi della capacità genetica dei coniugi e, di conseguenza, anche per lo studio della trasmissione ereditaria del grado di fecondità, che si basa sul confronto tra la prolificità dei genitori e quella dei figli. Mi sono quindi indotto a riprendere in esame questo argomento in base ad un materiale nuovo e accuratamente selezionato, allo scopo di determinare la durata media di quel ciclo in funzione dell'età della donna al matrimonio.

Ho rilevato 250 matrimoni, eliminando quelli sciolti per morte di uno dei coniugi o per divorzio prima che la moglie compisse l'età di 45 anni, in cui per la massima parte delle donne viene a cessare la procreazione, e quelli in cui la sposa al matrimonio aveva superato i 40 anni e lo sposo i 60; sicchè il complesso considerato risulta composto unicamente di matrimoni, nei quali la capacità genetica potenziale, insita tanto nell'uomo che nella donna, ha potuto manifestarsi completamente (1). Suddiviso questo complesso in quattro categorie secondo la classe d'età al matrimonio, alla quale appartengono le spose, s'è calcolato per ciascuna categoria: l'età media delle donne al matrimonio e all'ultimo parto; la durata media del ciclo di convivenza feconda, risultante dalla differenza tra l'età media all'ultimo parto e l'età media al matrimonio; la media dei parti per matrimonio.

CLASSI D'ETÀ AL MATRIMONIO IN ANNI COMPIUTI	Età media della donna		Durata media del ciclo di convivenza feconda	Media dei parti per matrimonio
	al matrimonio	all'ultimo parto		
14 — 19 . . . . .	18,1	32,4	14,3	5,8
20 — 24 . . . . .	22,4	33,4	11	4,7
25 — 29 . . . . .	26,7	35,8	9,1	4,1
30 — 35 . . . . .	32,8	37,7	4,9	2,4
<i>In complesso</i> . . . . .	23	34	11	4,7

Col crescere dell'età media al matrimonio cresce pure l'età all'ultimo parto, ma in proporzioni minori, per modo che la durata

(1) I 250 matrimoni, rilevati dalle annate dell'Almanacco di Gotha, sono stati contratti da principi sovrani e mediatizzati dal 1842 sino ai primi anni del nostro secolo. Quasi tutti questi matrimoni sono compresi anche nel materiale, su cui è basata la nostra analisi dell'ereditarietà della fecondità.



media del ciclo di convivenza feconda scema rapidamente da più di 14 anni per la classe delle spose di 14 a 19 anni a meno di 5 per la classe di 30 a 36. La fecondità dei coniugi, cioè la media dei parti per matrimonio, diminuisce col crescere dell'età della donna al matrimonio e col decrescere della durata del ciclo. Il massimo del ciclo, che ho riscontrato nei matrimoni qui considerati, è 28 anni e 7 mesi (1); quello trovato dall'ANSELL (2) è un po' minore e precisamente di oltre 27 anni.

La durata media della convivenza per tutti i matrimoni del nostro gruppo è di 11 anni. Essa dipende dalle proporzioni con cui le spose delle varie età concorrono a formare il complesso delle spose e, quindi, per altri gruppi potrebbe essere maggiore o minore a seconda che vi sia una preponderanza di spose giovani o anziane.

\* \* \*

In base a queste ricerche e a quelle dell'ANSELL e tenendo conto dell'opinione del PRINZING e del CAUDERLIER, si può ammettere che il ciclo di convivenza feconda si esaurisca normalmente nell'intervallo dal 10° al 15° anno di matrimonio. E, perciò, chi si propone di analizzare la trasmissione del grado di fecondità dai genitori ai figli, deve scartare tutti i matrimoni durati meno di 15 anni. Ma la piena estrinsecazione della capacità di procreare non è impedita solo dalla durata troppo breve del matrimonio, ma anche dall'età troppo avanzata delle spose. Dai 35 anni in poi la probabilità di diventare madre va diminuendo molto rapidamente, sicchè una donna che si sposi a 35 anni è già gravemente menomata nella sua capacità genetica e non è più in grado di sfruttare integralmente il ciclo di convivenza, anche se il suo matrimonio dura più di 15 anni. Queste ragioni consigliano di eliminare anche quei matrimoni, in cui l'età della sposa supera i 35 anni. L'età dell'uomo al matrimonio è molto meno importante e generalmente viene considerata come trascurabile, a meno che non si tratti di sposi molto vecchi di 60 e più anni (3).

(1) Vale la pena di menzionare i detentori di questo record: Alfonso di Borbone Due Sicilie e Maria Antonietta, sua cugina, sposati l'8 giugno 1868, ebbero il loro dodicesimo e ultimo figlio Gabriele, l'11 gennaio 1897.

(2) l. c. pag. 52.

(3) Perchè il lettore possa farsi un'idea dell'entità di queste eliminazioni, citeremo qualche cifra. Dei 102 matrimoni con prole di principi sovrani, contratti dal 1841 al 1865, che costituiscono il nucleo principale della nostra rilevazione, ne vennero scartati 24 in causa della durata o dell'età. Dei 78 rimasti, ne vennero eliminati successivamente altri 18, perchè o i figli non contrassero matrimonio, o, se alcuni di essi si sposarono, il loro matrimonio dovette essere scartato in causa della durata o dell'età. Così, ad esempio, va scartato questo matrimonio: i genitori ebbero 4 figli, un maschio e tre femmine; il maschio si sposò, ma il matrimonio si sciolse per morte della moglie avvenuta 9 anni dopo la sua conclusione; delle femmine una morì in tenera età; una restò nubile e una si sposò a 40 anni. Fatte tutte le eliminazioni, dei 102 matrimoni rilevati solo 60 sono utilizzabili per la ricerca sull'ereditarietà della fecondità.



Gli autori, che trattarono dell'ereditarietà della fecondità, non tennero conto, o tennero conto solo in modo inadeguato, della durata del matrimonio e dell'età delle spose. GALTON, che fu il primo ad affermare che la fecondità è un carattere ereditario, trascurò tanto l'una che l'altra. Ma, a sua giustificazione, va detto che non si occupò del problema dell'ereditarietà che incidentalmente, a proposito della relativa infecondità delle ereditiere, da lui equiparate alle figlie uniche. Questa infecondità atavica era, secondo lui, la causa della estinzione delle famiglie dei Pari, dato che molti dei Pari di nuova nomina e i loro figli sposavano delle ereditiere (1).

Il PEARSON e suoi collaboratori, nella loro indagine sulla ereditarietà del grado di fecondità maschile e femminile, nelle famiglie dei Baronetti e dei Pari inglesi, trascurarono del tutto l'età della sposa, sia nei matrimoni dei genitori che dei figli, e ne considerarono la durata in modo diverso a seconda che si trattava della trasmissione della fecondità da padre in figlio, o da madre in figlia. In quanto alla ereditarietà della fecondità maschile non si tenne conto affatto della durata del matrimonio del padre; per il matrimonio del figlio, invece, si pose la condizione che fosse durato almeno 15 anni al momento della rilevazione o che fosse stato sciolto per morte di uno dei coniugi. In quanto all'ereditarietà della fecondità femminile si seguì più correttamente la norma che tanto il matrimonio della madre che della figlia dovesse aver avuto una durata di almeno 15 anni, ma si trascurò l'età al matrimonio tanto della madre che della figlia (2). Ora, secondo molti autori, tra i quali va segnalato l'HEMPEL (3), l'età della donna al matrimonio ha sulla fecondità un'influenza più forte che la durata del matrimonio.

Il non aver preso in debita considerazione l'età della sposa e la durata del matrimonio, che sono due elementi di molta importanza per la fecondità dei coniugi — includendo nel complesso dei

(1) FRANCIS GALTON, *Hereditary Genius*, Macmillan and Co. London 1925, pagg. 123-133. In base ai dati statistici raccolti intorno ai matrimoni dei Pari, il GALTON formula la seguente tesi: «It appeared, scrive egli, in the first instance, that a considerable proportion of the new peers and of their sons married heiresses... But my statistical lists showed, with unmistakable emphasis, that these marriages are peculiarly unprolific. We might, indeed, have expected that an heiress, who is the sole issue of a marriage, would not be so fertile as a woman who has many brothers and sisters. Comparative infertility must be hereditary in the same way as other physical attributes... Consequently, the issue of a peer's marriage with an heiress frequently fails... (pagg. 124-125).

(2) K. PEARSON, A. LEE, L. BRAMLEY-MOORE, *Mathematical Contributions to the Theory of Evolution*, «Phil. Trans. Roy. Soc.», A, Vol. 192 (1899), pag. 285, 287, 319, 321. In proposito cfr. CZUBER-BURKHARDT, *Die statistischen Forschungsmethoden*, III ediz., Wien, 1938, pag. 162, 166, 167, dove sono riportati con un ampio commento i dati del PEARSON.

(3) C. HEMPEL, *Statistische Untersuchungen über die eheliche Fruchtbarkeit*, Dresden, 1936.



matrimoni dei genitori e in quello dei matrimoni dei figli e delle figlie anche i casi dubbi che si sarebbero dovuti eliminare — rende poco attendibili i risultati dell'indagine pearsoniana riguardo all'ereditarietà della fecondità maschile e menoma sensibilmente il valore di quelli concernenti l'ereditarietà della fecondità femminile.

\* \* \*

V'è ancora un'ultima questione da risolvere: quella dei matrimoni contratti dai figli e dalle figlie, che sono rimasti sterili. Questi matrimoni sono stati sinora inclusi tra quelli che formano oggetto di un'indagine sull'ereditarietà del grado di fecondità, e compresi quindi nel calcolo della produttività media dei matrimoni dei figli da confrontarsi con la prolificità dei genitori (1). Ora ci viene fatto di chiederci se quell'inclusione possa logicamente giustificarsi, domanda questa che gli autori dianzi ricordati non si sono posta (2).

La sterilità è l'unica malattia o anomalia fisica di cui si sa con certezza che non è ereditaria per la semplice verità — eminentemente lapalissiana — che le coppie sterili non hanno figli, che possano ereditarla. Ora, chi esamini il problema delle ereditarietà della fecondità, tenendo conto anche dei matrimoni sterili dei figli, non può giustificare quell'inclusione, se non ammettendo che genitori prolifici possano trasmettere ai figli quella sterilità, che essi evidentemente non hanno, in luogo di quella fertilità che hanno dimostrato di avere procreandoli. *There are more things in heaven and earth, Horatio, than are dream of in your philosophy*, dice Amleto; ma la trasmissione ereditaria della sterilità è una di quelle cose che non stanno nè in cielo nè in terra e di cui riesce enormemente difficile ammettere la possibilità.

Delle cause della sterilità involontaria dei matrimoni non abbiamo nozioni molto precise. Secondo l'opinione prevalente, basata sull'esame clinico di tutt'e due i coniugi, essa dipende dall'uomo nel 40 - 60% dei casi ed è per lo più acquisita per malattia tanto nell'uomo che nella donna. Molta rara è invece la sterilità congenita, causata da sviluppo difettoso degli organi genitali (3). Vi sono pure dei casi di così detta *sterilità relativa*, nei quali il matrimonio risulta sterile, quantunque i coniugi, presi singolarmente,

(1) Con una terminologia ormai adottata da molti demografi per produttività s'intende la media dei figli per tutti i matrimoni con e senza prole; per prolificità la media dei figli per i soli matrimoni con prole.

(2) Cfr. in proposito il mio articolo dianzi citato: *L'ereditarietà della fecondità nelle famiglie numerose*, pubblicato in questa rivista.

(3) Cfr. PRINZING l. c. pag. 35-38; A. M. CARR-SAUNDERS, *The population problem*, Oxford 1922, pag. 89; REGINE K. STIX, *Research in causes of variations in fertility*, « American sociological Review », Vol. II, N. 5, ottobre 1937; CLYDE V. KISER, *Voluntary and involuntary aspects of childlessness*, « The Milbank memorial fund quarterly », vol. XVII, N. 1, gennaio 1939.



siano tutt'e due fecondi e si cita spesso, come esempio d'incompatibilità dei germi sessuali, il matrimonio di Napoleone con Giuseppina (1). In proposito va ricordata anche la nota ipotesi del KIAER (2) che la causa per cui un matrimonio tra due persone feconde rimane sterile, risiederebbe in una grande differenza d'età tra marito e moglie e, precisamente, che uomini di oltre 50 anni d'età non sono capaci di procreare con donne molto giovani, mentre possono farlo con donne più anziane. Un'altra ipotesi è quella del RUGGLES GATES intorno all'azione dei fattori letali. Se questi fattori, contenuti tanto nell'uovo che nello sperma, son gli stessi, essi uccidono l'embrione o ne impediscono lo sviluppo. Così si spiegherebbe in molti casi la sterilità e perchè una donna può essere sterile con un marito e fertile con un altro, o perchè un uomo può aver figli con una donna e non averne con un'altra. Il concetto dei fattori letali è, secondo il RUGGLES GATES, « destinato ad avere una parte importante nella spiegazione di parecchi fenomeni della riproduzione nell'uomo e a fornire una spiegazione della sterilità » (3).

La constatazione più importante, che sinora s'è fatta rispetto alle cause della sterilità; si è che essa, tanto nell'uomo che nella donna, è quasi sempre un carattere acquisito per infezione o per qualche altro processo patologico, ciò che — se ce ne fosse bisogno — smentisce l'ipotesi dell'ereditarietà. Per queste considerazioni s'impone, a mio avviso, di scartare dal complesso dei matrimoni dei figli tutti quelli che sono rimasti sterili.

Espressa la nostra opinione, *audiat et altera pars*. Il GALTON, nella sua ricerca sulla *comparative infertility* delle ereditiere, menziona molti casi in cui, o i matrimoni con un'ereditiera sono stati sterili, o lo sono stati i matrimoni dei discendenti di essa. L'influenza atavica delle ereditiere si estenderebbe quindi tanto alla prima che

(1) E' stato però osservato che in questo caso si tratta probabilmente di sterilità secondaria contratta da Giuseppina in seguito all'ultimo parto del primo matrimonio.

(2) A. N. KIAER, *Statistischer Beitrag zur Beleuchtung der ehelichen Fruchtbarkeit*, Christiana 1903, pag. 72.

(3) R. RUGGLES GATES, *Heredity and Eugenics*, London 1923, pagg. 196-197: Of course, lethal factors may be present in both egg and sperm, and their presence will probably account for many cases of sterility in mankind... Couples desiring children not infrequently fail to produce them. In some of these cases the germ cells of both may contain the same lethal factor, or a combination of factors which are incompatible with development. Recentemente il VINCENT, nella sua memoria, *Réflexions sur une cause possible de stérilité conjugale: L'incompatibilité sanguine par rapport au facteur RH*, in « Journal de la Société de statistique de Paris », N. 1-2, Janvier-Février 1948, pag. 6-28, è giunto alla conclusione che la proporzione delle unioni rese sterili in modo assoluto o relativo per l'esistenza di una incompatibilità sanguigna tra gli sposi è molto debole, e quindi che questa causa, allo stato attuale delle nostre cognizioni, non ha dal punto di vista demografico una grande importanza.



alla seconda generazione (1). Si attribuisce così alla *comparative infertility* che le ereditiere, essendo figlie uniche, hanno ereditata dai genitori la sterilità dei loro figli e dei loro nipoti. Quantunque non lo dica espressamente è evidente che il GALTON pensava che una scarsa fecondità potesse trasmutarsi per atavismo in sterilità.

Più esplicito riguardo a questa trasmutazione è LEONARD DARWIN, un seguace del GALTON e profondo conoscitore della sua opera. Egli distingue anzitutto due forme di sterilità: l'*assoluta*, cioè l'incapacità di procreare, e la *parziale*, cioè la capacità di produrre solo una piccola famiglia. In proposito notiamo che ci sembra più corretto di riservare il termine di sterilità, senza aggiunte di sorta, per indicare l'incapacità di procreare, e di adoperare in luogo di sterilità parziale quello di scarsa fecondità. Questa terminologia ha il vantaggio che, usando due vocabili diversi per due cose diverse, non si presta ad equivoci. Se la donna non è capace di procreare che un unico figlio, continua il DARWIN, ciò è indizio di una grave anormalità, che se è ereditaria, si manifesterà probabilmente nel corso di poche generazioni nella forma di sterilità assoluta come provano le ricerche galtoniane intorno ai discendenti delle ereditiere (2).

Una donna, quindi, affetta da sterilità parziale eguale ad uno (prole unica) potrebbe, secondo il DARWIN, trasmettere in via eredi-

---

(1) GALTON l. c. constata che di 31 famiglie di Pari, «there were no less than 17 in which the heredity influence of an heiress or coheiress affected the first or second generation» e che «this influence was sensibly an agent in producing sterility in 16 out of these 17 peerages» (pag. 127); che in altre 14 famiglie si ebbero «eight instances of absolute sterility» (pag. 130).

(2) LEONARD DARWIN, *The need for eugenic reform*, London 1926, pag. 398: «Dealing in the first instance with sterility... this physiological defect may take the form of absolute sterility — the incapacity to produce any children whatever — or partial sterility — the capacity to produce only a small family... Partial sterility is rare amongst men; and when it occurs in women in the form of the capacity to produce one child only, it indicates some serious abnormality; an abnormality which, if hereditary, would be very likely to show itself in the course of a few generations in the form of absolute or partial sterility. That this would be the case we may infer from Galton's researches in regard to the descendants of heiresses». Tra le affermazioni del DARWIN v'è anche quella che una scarsa fecondità (partial sterility) sia rara tra i maschi. Ma come fa a saperlo, se per procreare, anche scarsamente, bisogna esser in due? Nelle sue genealogie delle stirpi dei Pari, il GALTON registra molti casi di figli e nipoti di ereditiere poco fecondi, che avrebbero ereditato dalle madri e dalle nonne una «comparative infertility», corrispondente alla «partial sterility» del DARWIN. Della fecondità delle figlie e delle nipoti di ereditiere, il GALTON, che si propone di dimostrare come la «comparative infertility» congenita delle ereditiere sia la causa dell'estinzione del casato e del titolo, naturalmente non fa cenno, perchè le femmine e la loro prole non contano per la conservazione sociale della stirpe. Sicchè — non essendo possibile fare un confronto tra la frequenza con cui una scarsa fecondità è ereditata dai maschi e la frequenza con cui è ereditata dalle femmine — nulla risulta dalle ricerche del GALTON che possa giustificare l'affermazione che la «partial sterility» sia più rara tra i maschi.

taria una sterilità eguale a zero, vale a dire assoluta. E questo passaggio della sterilità dal valore di uno a quello di zero, che avviene discendendo per li rami, può sembrare di primo acchito una cosa molto naturale. Non v'è dubbio che a questa tesi hanno aderito ciecamente, senza discuterla, il PEARSON e gli altri discepoli della scuola galtoniana, se nelle loro indagini sull'ereditarietà del grado di fecondità hanno preso in considerazione anche i matrimoni sterili dei figli. Ma l'argomentazione tortuosa del DARWIN, che deriva almeno in parte dall'ambiguità con cui è usato il termine « sterilità », ha solo una logicità apparente, che non regge alla critica.

\* \* \*

Il materiale per la nostra indagine sulla trasmissione ereditaria del grado di fecondità dai genitori ai figli si riferisce a un complesso formato da matrimoni di principi sovrani e mediatizzati. L'aggruppamento dei sovrani con i mediatizzati — i quali ultimi appartengono a quelle case che ai tempi della riforma e alcuni secoli dopo, nel 1803 e nel 1805, prima dello scioglimento del Sacro Romano Impero della nazione tedesca, avevano perduto la sovranità territoriale — non pregiudica l'omogeneità del gruppo, tanto più che i mediatizzati godono del diritto di eguaglianza di nascita con i sovrani, per modo che i matrimoni, abbastanza frequenti di un membro di case sovrane con uno di case mediatizzate non vengono considerati morganatici (1).

Di questo gruppo sociale è lecito presumere che non abbia posto freni alla procreazione, perchè tanto i principi sovrani quanto i mediatizzati avevano tutto l'interesse di avere una famiglia numerosa per assicurare la successione. In quanto ai mediatizzati abbiamo preso in considerazione solo i matrimoni dei capi delle case e delle linee, dove la trasmissione del titolo e dei beni fidecommissari avveniva secondo il diritto di primogenitura, escludendo, per cautela, i matrimoni dei cadetti, i quali, versando spesso in condizioni economiche poco floride, potevano esser indotti a limitare volontariamente la prole (2). Anche l'epoca, dal 1830 sino al 1890, in cui quasi tutti i matrimoni sovrani e mediatizzati furono contratti, ci consente la presunzione di una fecondità illimitata, perchè, a quei tempi, il controllo delle nascite non si praticava, o si praticava solo in casi estremamente rari e per lo più dalle classi borghesi.

(1) Per maggiori particolari sulle case mediatizzate cfr. F. SAVORGNAN, *La fecondità dell'aristocrazia*, Pisa 1942, pagg. 21-22.

(2) Su questo argomento cfr. F. SAVORGNAN, *Il diritto di primogenitura e la fecondità matrimoniale dei primogeniti e dei cadetti nell'alta aristocrazia*, in « Studi di Statistica demografica ed economica » pubblicati per cura della Società italiana di demografia e statistica, Roma 1944, pagg. 61-74; e la comunicazione fatta su questo tema alla riunione della Società italiana di sociologia, tenuta a Roma nel 1942.



I matrimoni considerati corrispondono quindi alla prima norma dianzi enunciata per la scelta del materiale. In conformità alle altre norme si sono eliminati i matrimoni durati meno di 15 anni; quelli in cui l'età della donna al matrimonio superava 35 anni (1) e l'età dell'uomo 60 anni; e, infine, i matrimoni sterili dei figli e delle figlie.

Dei matrimoni dei genitori rilevati, fatte le debite detrazioni per la durata, l'età, ecc., ne restano soltanto 142 che si possono utilizzare per la ricerca (2). La loro distribuzione secondo il numero dei figli è la seguente:

## MATRIMONI DEI GENITORI

NUMERO DEI FIGLI	Numero dei matrimoni	Numero complessivo dei figli	Maschi	Femmine
1 . . . . .	1	1	—	1
2 . . . . .	14	28	18	10
3 . . . . .	19	57	32	25
4 . . . . .	19	76	37	39
5 . . . . .	16	80	37	43
6 . . . . .	21	126	67	59
7 . . . . .	19	133	67	66
8 . . . . .	13	104	50	54
9 . . . . .	8	72	42	30
10 . . . . .	5	50	25	25
11 . . . . .	1	11	2	9
12 . . . . .	6	72	42	30
<i>Totale . . .</i>	142	810	419	391

Dei 419 figli si sposarono 230, delle 391 figlie 197; gli altri rimasero celibi, o contrassero un matrimonio non eguale per na-

(1) In pochissimi casi, trattandosi di seconde o terze nozze da parte del marito o della moglie, il limite di età di 35 anni fu abbassato di qualche anno, perchè le seconde nozze sono sempre meno prolifiche delle prime, specialmente se il primo matrimonio è stato fecondo. S'è preso quindi in considerazione, quale motivo di scarto, anche il fatto che si trattava di nozze ripetute.

(2) Fonte: le annate dell'Almanacco di Gotha. Si sono rilevati solo i matrimoni eguali per nascita, perchè degli altri (morganatici, non eguali per nascita) l'Almanacco non registra i figli che non appartengono alle casate.

scita (1). Anche da questi matrimoni dei figli e delle figlie vanno detratti quelli che per la durata, l'età e la sterilità non possono venir presi in considerazione (2). I matrimoni dei figli, utili per la ricerca, si riducono pertanto a 167, e a 138 quelli delle figlie, e sono così distribuiti secondo il numero dei figli da essi nati:

### MATRIMONI DEI FIGLI E DELLE FIGLIE

NUMERO DEI FIGLI	Maschi		Femmine	
	Numero dei matrimoni	Numero complessivo dei figli	Numero dei matrimoni	Numero complessivo dei figli
1 . . . . .	11	11	8	8
2 . . . . .	18	36	11	22
3 . . . . .	27	81	17	51
4 . . . . .	30	120	19	76
5 . . . . .	24	120	20	100
6 . . . . .	26	156	27	162
7 . . . . .	5	35	9	63
8 . . . . .	11	88	11	88
9 . . . . .	5	45	6	54
10 . . . . .	6	60	4	40
11 . . . . .	2	22	1	11
12 . . . . .	2	24	5	60
<i>Totale . . .</i>	167	793	138	735

Questi dati ci permettono di esaminare se vi sia una correlazione tra la fecondità dei genitori e quella dei figli, e ciò per il complesso dei figli maschi e femmine; per i soli maschi; per le sole femmine. Incominciamo dal complesso dei matrimoni dei figli maschi e femmine (305 matrimoni con 1533 figli). Nella tabella a doppia entrata che segue, i matrimoni dei figli  $Y$ , secondo la loro prolificità (1, 2, 3...  $n$  figli), sono considerati in funzione della prolificità dei loro genitori  $X$ . S'è inoltre calcolata per ogni colonna la media  $M_Y^{(X)}$ , cioè

(1) Dei maschi 156 rimasero celibi e 33 contrassero un matrimonio non eguale per nascita; delle femmine 130 rimasero nubili e 64 contrassero un matrimonio non eguale per nascita.

(2) Dei 230 coniugati ne furono eliminati 64, ma poichè uno si sposò due volte e tutt'e due i suoi matrimoni durarono più di 15 anni, il numero complessivo dei matrimoni considerati è 167; delle 197 coniugate ne furono eliminate 59 e il numero complessivo dei matrimoni considerati è 138, perchè le femmine si sposarono tutte una volta sola.



quanti figli ebbero in media i figli di genitori con 1 figlio, quanti quelli di genitori con 2 figli e così via (1).

Chi abbia un po' di pratica della lettura di tabelle a doppia entrata scorge a prima vista che non c'è correlazione apprezzabile tra

## CORRELAZIONE TRA LA FECONDITÀ LEGITTIMA DEI GENITORI E DEI FIGLI

NUMERO DEI FIGLI AVUTI DAI FIGLI Y	Numero dei figli avuti dai genitori X												Totale dei	
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	matrimoni	figli
1 . . . . .	■	1	2	3	■	3	2	4	2	■	1	1	19	19
2 . . . . .	■	2	1	5	3	4	6	2	2	1	■	3	29	58
3 . . . . .	1	2	6	6	6	2	6	9	2	1	■	3	44	132
4 . . . . .	■	3	■	9	6	5	10	1	8	2	■	5	49	196
5 . . . . .	■	6	8	2	7	6	4	7	3	■	■	1	44	220
6 . . . . .	■	1	8	4	6	13	3	7	1	5	2	3	53	318
7 . . . . .	■	■	1	1	1	3	3	1	3	■	■	1	14	98
8 . . . . .	■	1	■	■	3	4	5	3	3	1	1	1	22	176
9 . . . . .	■	■	1	1	1	3	■	1	■	2	2	■	11	99
10 . . . . .	■	1	1	1	■	■	1	1	■	4	■	1	10	100
11 . . . . .	■	■	■	■	1	■	1	■	■	■	■	1	3	33
12 . . . . .	■	■	■	1	2	1	1	■	■	■	1	1	7	84
Totale dei matrimoni	1	17	23	33	36	44	42	36	24	16	7	21	305	—
Totale dei figli	3	77	136	139	194	237	204	166	110	109	51	107	—	1533
$M_Y^{(X)}$	3	4,5	4,9	4,2	5,4	5,4	4,9	4,6	4,6	6,8	7,3	5,1	5	—

(1) Fra i 305 matrimoni vi sono alcuni doppiioni, costituiti da quei casi in cui un maschio nato da uno dei 142 matrimoni dei genitori, dianzi considerati, sposi una donna nata essa pure da uno di quei matrimoni. In tal caso il loro matrimonio è contato due volte: una in funzione del numero di figli avuti dai genitori del marito, l'altra in funzione del numero di figli avuti dai genitori della moglie. Così, ad esempio, da un matrimonio nacquero 5 figli, i genitori del marito ebbero 9 figli, quelli della moglie 8. Nella tabella a doppia entrata questo matrimonio figura tanto nella casella 9/5 che nella casella 8/5. Questa duplice inclusione appare giustificata dal fatto che la prolificità di un matrimonio può dipendere tanto dalla fecondità, che il marito ha ereditata dai propri genitori, quanto da quella che la moglie ha ereditata dai propri genitori.

la fecondità dei genitori e quella dei figli. Le cifre sono sparpagliate in tutto il reticolato e non si riscontra quell'addensamento delle maggiori frequenze nelle caselle intorno alla diagonale, che è un indizio dell'esistenza di una correlazione tra due variabili. Anche le medie dell'ultima riga non crescono in modo regolare continuo col crescere della prolificità dei genitori. Se il grado di fecondità è, come molti ritengono, un carattere ereditario, la mancanza di quella distribuzione caratteristica, che contraddistingue una correlazione diretta, non si può attribuire che a cause accidentali e alla probabilità teorica molta piccola, che i figli abbiano proprio lo stesso numero di figli avuti dai genitori (1). Perciò il fatto che, per esempio, una figlia di genitori con 5 figli, ne abbia avuti 4 oppure 6, non può evidentemente incrinare la tesi dell'ereditarietà della fecondità. S'è ritenuto quindi opportuno di distinguere la fecondità dei genitori in tre categorie più ampie: matrimoni a prolificità bassa (1-3 figli); media (4-6 figli); alta (7-12 figli); e di metterla in relazione con la prolificità media  $M_Y^{(X)}$  dei figli, maschi e femmine, nati da ciascuna di quelle categorie di matrimoni.

PROLIFICITÀ DEI GENITORI	Prolificità media dei figli $M_Y^{(X)}$		
	Maschi	Femmine	Maschi e femmine
Bassa (1-3 figli) . . . . .	4,57	4,89	4,69
Media (4-6 " ) . . . . .	4,78	5,38	5,04
Alta (7-12 " ) . . . . .	4,86	5,40	5,12

Per queste categorie più ampie si riscontra che la prolificità media dei figli tende a crescere regolarmente, sebbene di poco, col crescere di quella dei genitori. Questa tendenza all'aumento, che si avverte appena, non costituisce naturalmente una prova dell'ereditarietà della fecondità. Tutt'al più essa potrebbe essere considerata come un indizio, che andrebbe controllato con altre indagini. Non risulta dalle nostre medie che la trasmissione ereditaria del grado di fecondità sia più accentuata nelle femmine che nei maschi, come appare invece dalla ricerca del PEARSON e dei suoi collaboratori.

(1) Ammesso *a priori* che il massimo dei figli che una donna può procreare sia 20 e tenendo conto che può anche non aver avuto prole affatto, la probabilità teorica che una figlia abbia lo stesso numero di figli della propria madre è  $1/21 = 0,0476$ , poco meno del 5%.



\* \* \*

La prolificità media dei matrimoni dei figli e delle figlie è stata sinora considerata in connessione col numero dei figli avuti dai genitori del marito o della moglie. Si è presupposto che il marito, figlio di genitori di un dato grado di fecondità, fosse potenzialmente dotato dello stesso grado di fecondità dei propri genitori, e con questa sua fecondità potenziale atavica è stata confrontata la prolificità reale del suo matrimonio. Lo stesso vale *mutatis mutandis* per la moglie. Ma la prolificità di un matrimonio non dipende solo dalla fecondità del marito o da quella della moglie. Essa è probabilmente determinata dalla combinazione delle fecondità potenziali dei due coniugi, come riteneva anche il GALTON (1).

Ora, tra i 305 matrimoni dei figli e delle figlie, ve ne sono alcuni di cui si conosce rispetto a tutt'e due i coniugi quale sia il numero di figli avuti dai loro genitori, e precisamente in quei 68 casi, in cui tanto lo sposo che la sposa derivano dalle 142 coppie dei genitori, dianzi considerate. Siamo quindi in grado — essendo nota la fecondità potenziale del marito e della moglie, dedotta dal numero dei figli avuti dai rispettivi genitori — di esaminare quale sia la prolificità reale che risulta dalla combinazione delle loro fecondità potenziali.

Le combinazioni matrimoniali secondo le tre categorie (bassa, media, alta) della fecondità potenziale degli sposi, sono così distribuite (le cifre in parentesi indicano il numero complessivo dei figli nati da ciascuna di quelle combinazioni):

MATRIMONI SECONDO LA FECONDITÀ POTENZIALE

del marito	della moglie			Totale	
	Bassa (1—3 figli)	Media (4—6 figli)	Alta (7—12 figli)	dei matrimoni	dei figli
Bassa (1—3 figli) . .	4 (19)	6 (28)	2 (8)	12	(55)
Media (4—6 ») . .	6 (29)	9 (47)	14 (71)	29	(147)
Alta (7—12 ») . .	1 (10)	11 (72)	15 (76)	27	(158)
Totale dei matrimoni e dei figli . . .	11 (58)	26 (147)	31 (155)	68	(360)

(1) Il GALTON, nelle sue ricerche, già menzionate, sulla scarsa fecondità dei matrimoni delle ereditiere, pur avendo trascurato la fecondità atavica dei mariti, avvertiva che sarebbe stato opportuno prenderla in considerazione: « We ought also to consider the family of the husband, whether he be a sole child, or one of a large family » l. c. pag. 132.

La prolificità media delle varie combinazioni matrimoniali risulta :

PROLIFICITÀ MEDIA DEI MATRIMONI

FECONDITÀ POTENZIALE DEL MARITO	Fecondità potenziale della moglie		
	Bassa (1—3 figli)	Media (4—6 figli)	Alta (7—12 figli)
Bassa (1—3 figli) . . . . .	4,75	4,67	4
Media (4—6 » ) . . . . .	4,83	5,22	5,07
Alta (7—12 » ) . . . . .	10	6,55	5,07

Se la fecondità potenziale di un coniuge influisse su quella dell'altro modificandola, i valori della prolificità media dovrebbero crescere nelle righe da sinistra a destra e nelle colonne dall'alto verso il basso (1). Dai nostri dati ciò risulta per le colonne, non per le righe. Ma la piccolezza dei numeri in base ai quali si sono calcolate le medie, esclude ogni possibilità di trarre delle conclusioni intorno agli effetti, che la combinazione dei diversi gradi di fecondità potenziale del marito e della moglie può avere sulla prolificità dei matrimoni. Pur sapendo che in base ai nostri dati non si sarebbe potuto ottenere un risultato attendibile, s'è stimato opportuno di fare anche questa indagine per mettere in luce come non sia sufficiente, in una trattazione del problema dell'ereditarietà della fecondità, considerare soltanto la fecondità potenziale atavica del marito o quella della moglie, e, soprattutto, per dare uno schema del modo con cui va analizzata la prolificità dei matrimoni in funzione delle fecondità potenziali combinate dei due coniugi.

\* \* \*

Il confronto che s'è fatto, tra la fecondità dei genitori e quella dei figli, non ha dato che risultati incerti, che non consentono nè di affermare nè di negare la tesi della trasmissione ereditaria del grado di fecondità. Ciò può dipendere naturalmente da cause accidentali inerenti ai piccoli numeri sui quali, in mancanza di meglio, si è dovuta basare la ricerca. Ma, prescindendo dall'esiguità delle osservazioni, vi sono anche altre ragioni che possono infirmare la validità

(1) La combinazione di una fecondità potenziale bassa con una media dovrebbe produrre una prolificità maggiore di quella della combinazione di una fecondità bassa con bassa, e la combinazione di una fecondità potenziale bassa con una alta una prolificità maggiore di quella della combinazione di una fecondità bassa con media, e così via,



di quel confronto. Anzitutto motivi di natura psicologica, che si sottraggono all'analisi statistica, come l'amore e la buona armonia tra i coniugi, che indubbiamente favoriscono la proliferazione, mentre l'indifferenza, l'incompatibilità e i dissensi la troncano o, per lo meno, la deprimono. Può avvenire che una donna nata da una famiglia molto feconda, che secondo l'ipotesi della ereditarietà dovrebbe essere dotata di un alto grado di fecondità potenziale, contragga uno di quelli che si sogliono chiamare matrimoni infelici. In tal caso i coniugi, pur continuando a convivere, cessano dopo breve tempo dall'avere dei contatti sessuali, sicchè il loro matrimonio risulta scarsamente fecondo. E, viceversa, può il matrimonio della madre essere stato infelice e quindi poco fecondo, e felice al contrario quello della figlia e perciò ricco di prole. E' evidente che in casi di tal sorta — che sono tutt'altro che rari — la prolificità della madre e quella della figlia non sono paragonabili tra loro ai fini di una ricerca sulla ereditarietà della fecondità.

V'è inoltre un'altra ragione che menoma il valore del confronto tra la fecondità delle madri e delle figlie e, precisamente, la differenza che può esistere tra le loro età al matrimonio. Quantunque — per rendere possibile quel confronto — si siano considerati nella nostra indagine solo quei matrimoni, tanto delle madri che delle figlie, nei quali la sposa aveva meno di 35 anni di età, resta pur sempre il fatto che, anche prima di quel limite di 35 anni, la prolificità diminuisce notevolmente col crescere dell'età al matrimonio. S'è visto dianzi che — *caeteris paribus* — la donna che si sposa a meno di 20 anni ha in media 6 figli, mentre quella che si sposa a 30 passati non ne ha che 2 in cifra tonda (1). Così, per esempio, se la madre sposatasi a 20 anni ha avuto 6 figli e la figlia sposatasi a 30 ne ha avuti 2, conviene — nel paragonare la loro prolificità — non dimenticare che la figlia è *handicapped* in partenza con un carico di 10 anni. Non sarebbe quindi contrario alla logica sostenere, tenendo conto della differenza di età al matrimonio, che il grado di fecondità potenziale della figlia può essere lo stesso di quello della madre, nonostante la loro diversa prolificità di fatto. E' come se due cavalli egualmente veloci partissero l'uno senza carico e l'altro con un peso di molti chilogrammi e percorressero nello stesso tempo il primo 6 chilometri e il secondo 2. La differenza dei chilometri percorsi non

(1) L'importanza, che l'età al matrimonio della donna ha per la proliferazione è stata messa in rilievo da molti autori, tra i quali ricorderemo qui S. D. WICKSELL, *The fertility of married women in Sweden according to age and duration of marriage*, negli « Actes du Congrès international de la population », Paris 1937, Tome V. Démographie statistique: Etudes spéciales (Natalité, Nuptialité, Mortalité), pagg. 163-177. Il WICKSELL ha calcolato per matrimoni durati 20 anni che il numero medio di figli è 4,16, se l'età della donna al matrimonio è 15-20, e 2,42 se l'età è 30-35; quest'ultima media è eguale a quella di 2,4 trovata da noi per l'età 30-36. Cfr. pure S. SZULC, *L'influence de l'âge des femmes au moment de la conclusion du mariage sur la fertilité et la natalité*, ibid. pagg. 133-147.

potrebbe costituire la prova che il secondo cavallo sia meno veloce del primo.

In questi e simili casi ci si presenta sempre il dilemma: la figlia è stata meno prolifica della madre perchè, per la sua costituzione, era meno feconda? oppure, lo è stata perchè si è sposata più tardi della madre, dalla quale ha ereditato lo stesso grado di fecondità potenziale? Se si risponde affermativamente al primo corno del dilemma, il caso prospettato costituisce una prova contro l'ereditarietà; se, invece, si risponde affermativamente al secondo, una prova a favore dell'ereditarietà della fecondità. Poichè il dilemma è senza via di uscita, non si potrebbe far altro che eliminare, come dubbi, tutti quei casi in cui tra madre e figlia v'è una forte differenza tanto d'età al matrimonio quanto di prolificità. Ma, a forza di eliminazioni, lo statistico, che si proponga di esaminare il problema dell'ereditarietà del grado di fecondità, corre il rischio di restare a mani vuote.

Dopo tutte queste disquisizioni, a chi ci ha seguito fin qui, verrà fatto di chiedersi quale sia la morale della favola. La morale c'è, ed è questa: in primo luogo che — dati i pochi casi che si possono rilevare e, di questi pochi, i molti che si devono scartare — sembra estremamente difficile che si riesca a risolvere il problema dal punto di vista statistico; in secondo luogo, che il fatto che il problema appaia — almeno per ora — statisticamente insolubile, nulla significa riguardo alla veridicità dell'ipotesi dell'ereditarietà del carattere fecondità.

FRANCO SAVORGNAN

## POPULATION STUDIES

### The population Investigation Committee

Cambridge University Press.

1948: March.

*Ta Chen*: The need of population research in China. *P. H. Karmel*: The relations between male and female nuptiality in a stable population. *J. Cox Russell*: Demographic Pattern in history. *S. Peller*: Mortality, past and future. *J. B. D. Derksen*: The calculation of mortality rates in the construction of life tables: a mathematical statistical study. *K. Kuczynski*: An obituary notice.

June

*H. Gille*: Recent developments in Swedish population policy (part 1). *E. Bromberger*: The growth of population in Palestine. *P. J. Loftus*: Features of the demography of Palestine. *A. Sauvy*: Social and economic consequences of the ageing of Western European populations.

September

*H. Gille*: Recent developments in Swedish population policy (part. 2) *G. W. Roberts*: Some observations on the population of British Guiana. *J. Doublet*: Family allowances in France. *P. H. Karmel*: An analysis of the sources and magnitudes of inconsistencies between male and female net reproduction rates in actual populations.



# La numerosità delle popolazioni animali

## I.

Occorre appena rilevare che ci riferiamo a specie animali viventi allo stato selvaggio.

Ora a chiunque fermi la propria attenzione sulla numerosità di un gruppo di individui appartenenti ad una determinata specie animale, gruppo vivente sopra una determinata area di territorio (od anche entro un volume determinato di acqua o di aria), appare ben presto evidente che debbono sussistere delle relazioni tra la numerosità suddetta e le condizioni tutte dell'ambiente, esterno ed interno, relativo al gruppo che abbiamo preso in esame.

Distinguiamo i fenomeni statici dai fenomeni dinamici.

Se ci poniamo da un punto di vista statico prescindiamo dall'introdurre nei nostri ragionamenti la considerazione *esplicita* del tempo (la considerazione *implicita* non può evitarsi, giacchè essa appare anche se riferiamo un qualsiasi fenomeno ad un unico istante). Se ci poniamo da un punto di vista dinamico, dovremo, invece, tener presente esplicitamente l'elemento « tempo », o, il che è lo stesso, dovremo tener presente che le forze le quali agiscono sulla numerosità di un dato gruppo di animali, variano in funzione di una certa variabile  $t$ , che è appunto il tempo.

Aggiungeremo che anche nel caso di equilibrio numerico statico di un gruppo di animali, tale equilibrio può essere stabile ovvero instabile. Se, modificando leggermente l'intensità delle forze che agiscono sulla numerosità del gruppo preso in esame, il numero precedente tende a ristabilirsi, l'equilibrio è stabile. Lo diremo, invece, instabile, nel caso contrario, ed allora la numerosità del gruppo tenderà a divenire assai diversa da quella che precedentemente sussisteva.

Passiamo allo studio di casi concreti.

Presso i grandi laghi equatoriali africani (lago Rodolfo, lago Alberto, lago Vittoria, lago Tanganica, ecc.) vivono, come è noto, molte zebre. E' manifesto che il numero di esse sarà, in ogni momento, funzione (in senso matematico) delle forze genesiache della specie zebra e delle forze organiche distruggitrici della stessa specie. Possiamo dare il nome di gruppo delle forze biologiche a tale insieme

di forze. Inoltre quel numero sarà pure funzione della quantità di nutrimento che le zebre potranno trovare nell'area presa in esame, ossia del numero di individui, appartenenti alle specie vegetali, delle quali la zebra si nutrice, e che nel momento — o nell'intervallo di tempo — preso in esame esistono nell'area suddetta. Cosa poi molto importante, quel numero sarà anche funzione della distruzione, più o meno intensa, operata sulla specie zebra da grosse specie carnivori; in modo principalissimo sarà funzione della distruzione operata sulla specie zebra dai leoni, che, in gran numero, vivono anch'essi nella zona terrestre cui qui ci riferiamo.

Trascurando qualche altra variabile, nel nostro caso di minor conto, della quale pure il numero delle zebre è funzione (per esempio, le circostanze climatiche se supponessimo che esse possano cangiare), rileveremo che il numero delle zebre, esistenti in un dato momento, reagisce su parte delle variabili da cui quel numero dipende, per esempio sul numero dei leoni, onde, propriamente, hanno luogo delle interdipendenze (in senso matematico) tra il numero delle zebre e le variabili suddette stesse, più che non relazioni di causa ad effetto.

Da quanto sopra appare già che, dopo oscillazioni più o meno intense, le quali dovettero verificarsi in tempi da noi molto lontani, si è stabilito probabilmente un equilibrio numerico stabile tra la popolazione delle zebre, nella zona da noi presa in esame, e le variabili da cui la numerosità della suddetta popolazione dipende. Ciò in generale. Come caso particolare poi del fenomeno suddetto, si è probabilmente stabilito, da tempi antichi, un equilibrio stabile tra il numero delle zebre ed il numero dei leoni, ossia tra il numero di individui della specie mangiata ed il numero di individui della specie mangiante (senza dimenticare però che i leoni non si nutrono soltanto di zebre).

Al pari di tutti gli animali (ed al pari di tutti i vegetali, dei quali, del resto, qui trascuriamo di occuparci in modo specifico), zebre e leoni sono apparsi sulla Terra improvvisamente da una specie-madre che non era, rispettivamente, nè una specie zebra, nè un specie leone. Ciò — riferendoci a specie abbastanza elevate — in seguito ad una variazione intensa e profonda nella composizione chimica del *germen*, ossia dell'ovulo e dello spermio rispettivamente delle femmine e dei maschi di ciascuna delle specie-madri. Forse la zebra è apparsa (nella zona della Terra, di cui qui ci occupiamo) nel Pliocene superiore; di certo vi esiste nel Pleistocene. Quanto al leone esso probabilmente viveva nella medesima zona (salvo immigrazioni posteriori in essa) alquanto prima della zebra, cioè nel Pliocene inferiore.

In ogni modo, poichè tali date sono molto incerte, come, del resto, è molto incerto se zebre e leoni abbiano dato luogo a fenomeni di immigrazione nella zona presa in esame, ammettiamo che le une e gli altri siano coesistiti nella zona orientale dei grandi laghi equatoriali africani, sin dalla loro prima apparizione sulla Terra. Stabilitosi un equilibrio numerico tra specie mangiata e specie mangiante,



esso è probabilmente persistito, per un periodo di tempo molto lungo, sino ai nostri giorni, giacchè non risultano, in tale periodo, nella zona presa in esame, nè intense variazioni di clima, nè comparse di specie nuove (per nascita, o per immigrazione), le une e le altre tali da alterare l'equilibrio suddetto. Solo l'uomo può avere agito in tal senso (distruzione dei leoni), scarsamente nei secoli scorsi, più intensamente dopo l'uso, in quella zona, delle armi da fuoco, più intensamente ancora nei tempi recentissimi con l'estendersi della colonizzazione europea anche in quelle terre (1).

Riportandoci quindi indietro, assai poco, nel tempo, per esempio soltanto a qualche secolo fa, possiamo reputare che l'equilibrio tra il numero delle zebre, il numero dei leoni, le condizioni biologiche delle due specie, le condizioni tutte dell'ambiente, fosse stabile, e ciò da un'epoca più o meno antica.

## II.

Tra le ipotesi più semplici che possano farsi per l'incremento numerico di una popolazione animale, se ci poniamo sul terreno della dinamica, va indicata quella di supporre che l'accrescimento (o il decremento)  $dN$  del numero  $N$  degli individui, sia, in un tempuscolo  $dt$ , proporzionale ad  $N$ , il che conduce alla equazione

$$[1] \quad dN = k N dt,$$

(1) Sopra abbiamo considerato l'apparire improvviso di una specie animale in una data area terrestre. La scomparsa, invece, può essere anch'essa improvvisa, come può richiedere un tempo più o meno lungo.

Il migliore esempio di estinzione improvvisa è offerto dalla trasformazione stessa delle specie nelle successive. Se una specie-madre  $A$  si trasforma improvvisamente nella specie-figlia  $B$  (ovvero, anche, se la suddetta specie-madre  $A$  si trasforma, in più accoppiamenti successivi di un maschio e di una femmina ad essa appartenenti, nelle specie-figlie  $B_1, B_2, B_3, \dots$ ), nel mentre avviene il fenomeno improvviso della comparsa della specie-figlia (o delle specie-figlie) avverrà anche il fenomeno poco meno che improvviso della scomparsa della specie  $A$ , la quale non ha più discendenti.

Scomparse improvvisi, molto rapide, di specie possono, d'altro canto, aversi per bruschi cangiamenti dell'ambiente fisico, specialmente per improvvise invasioni di arce terrestri da parte del mare. Così pure può essere abbastanza rapida la scomparsa di una specie perchè distrutta da altre specie.

Tra le scomparse più o meno lente possono citarsi, invece, quelle dovute ad una progressiva scarsità di cibo, e, più ancora, quelle originate da una alterazione nelle facoltà genesiache degli individui appartenenti alla specie presa in esame. La scomparsa, per esempio, di moltissimi rettili sul finire del Secondario non può attribuirsi ad altro che ad una sterilità da cui quelle specie furono in quell'epoca colpite.

in cui  $k$  indica una costante, data dalla differenza tra la natalità e la mortalità (forze puramente biologiche).

Dalla [1], integrando, si ottiene

$$[2] \quad N = N_0 e^{k(t-t_0)}$$

nella quale  $N_0$  indica la popolazione iniziale, cioè la popolazione all'epoca  $t_0$ , ed  $e$  rappresenta la base dei logaritmi neperiani.

La [2] ci mostra che al crescere di  $t$  in progressione aritmetica, la popolazione  $N$  crescerebbe secondo una determinata progressione geometrica. Se poniamo  $N = 2 N_0$ , si ha come periodo di raddoppiamento del numero degli individui

$$[3] \quad t - t_0 = \frac{\log 2}{k}.$$

Ma la legge d'accrescimento espressa dalla [2] è una legge semplicemente *tendenziale*, o *virtuale* che dir si voglia. In altre parole, la [2] è l'equazione della curva che una popolazione animale seguirebbe nel suo incremento qualora nessun altro ostacolo, all'infuori di quello relativo alla mortalità causata da ragioni puramente biologiche, si opponesse all'incremento stesso. Possiamo anche dire che l'equazione [2] esprime l'incremento *massimo* concesso dalle forze genesiache alla specie presa in esame.

Ma la legge *reale* d'accrescimento di una popolazione animale entro un periodo di tempo sufficientemente lungo (perchè, per brevi periodi, un tratto della curva reale può anche coincidere con il tratto corrispondente della curva virtuale), deve essere manifestamente diversa, ossia la curva d'incremento effettivo deve passare, nei casi concreti, più o meno al di sotto della curva rappresentata dalla equazione [2]. Di ciò si era accorto appunto, nel secolo scorso, CARLO DARWIN, se non si vuole risalire, assai prima di lui, al Linneo citato dal DARWIN stesso (1).

Segue che, oltre alle forze puramente biologiche, debbono sussistere, come già vedemmo, altre forze che agiscono sulla numerosità della popolazione animale presa in esame, e precisamente la quantità di nutrimento a disposizione degli individui della popolazione suddetta, talora gli effetti del clima, o meglio delle variazioni di esso, e, quale ostacolo spesso più potente di ogni altro all'incremento nume-

---

(1) DARWIN (*Origine delle specie*, cap. III) dice: «E' noto che, fra tutti gli animali conosciuti, l'elefante è il più lento a riprodursi, ed io ho procurato di valutare al minimo la progressione probabile del suo incremento. Si rimane al di sotto del vero affermando che l'elefante si riproduce dall'età di 30 anni, e continua sino all'età di 90 anni, dando in tale intervallo tre coppie di figli. In base a simile ipotesi una sola coppia di elefanti darebbe luogo, in 500 anni, a 15 milioni di individui».



rico, la mortalità causata dalla presenza di specie mangianti nella zona terrestre cui ci riferiamo, o, più in generale, la presenza di specie dannose a quella cui si riferisce la nostra attenzione.

Matematicamente tutto ciò equivale a dire che la quantità  $k$ , la quale compare nelle formole sopra scritte, lungi dal potersi considerare come una costante, deve considerarsi, essa stessa, quale una funzione a più variabili  $x_1, x_2, \dots$ , rappresentate appunto dai fenomeni di cui si è discusso al capoverso precedente; onde avremo

$$[4] \quad k = F(x_1, x_2, \dots);$$

e, poichè ciascuna delle variabili che figurano nel secondo membro di questa relazione, è, a sua volta, funzione del tempo  $t$ , potremo senz'altro porre

$$[5] \quad k = \varphi(t).$$

Supposta nota la forma, quanto mai complessa, della  $\varphi$ , e sostituendo tale funzione, in luogo della costante  $k$ , nella relazione [1], la [2] diviene

$$[6] \quad N = N_0 e^{\int_{t_0}^t \varphi(t) dt}.$$

Si può seguire anche un'altra via (1). In luogo di porre gli ostacoli all'incremento della popolazione animale presa in esame, quali

(1) Infine la via matematica da noi sin qui seguita, non è altro che la via tenuta in Matematica finanziaria nella capitalizzazione ad interesse composto. Se indichiamo con  $i$  il frutto unitario del risparmio nella unità di tempo (per esempio, il frutto di una lira in un anno), l'unità di risparmio, dopo un anno, sarà divenuta  $1 + i$ , dopo due anni  $1 + 2i$ , e in genere dopo  $t$  anni,  $1 + ti$ , se la capitalizzazione è ad interesse semplice. Ma se essa è ad interesse composto, cioè se il frutto maturato sulla massa iniziale, ed aggiunto alla massa stessa, diviene alla sua volta fecondo di nuovo frutto, si avrà, al termine del secondo anno,

$$[1] \quad y_2 = 1 + i + i(1 + i) = (1 + i)^2,$$

e, in generale, dopo  $t$  anni,

$$[2] \quad y_t = (1 + i)^t.$$

Supponendo gli intervalli di tempo infinitesimi ed indicando con  $C$  la massa del capitale (cioè la massa di risparmio), scriveremo

$$[3] \quad C + dC = C(1 + i dt),$$

da cui

$$[4] \quad \frac{dC}{C} = i dt,$$

e quindi, integrando,

$$[5] \quad C = C_0 e^{\int i dt}$$

variabili indipendenti della relazione [4], possiamo scrivere i loro effetti quale quantità di cui deve essere diminuito il secondo membro della [1]. Come è noto, così procedè appunto, per quanto concerne le popolazioni umane, il matematico belga P. F. VERHULST, supponendo, da un lato, che quelle popolazioni tendano a crescere proporzionalmente alla loro numerosità, e, dall'altro, che la resistenza,

se si suppone che  $i$  sia funzione di  $t$ ; ovvero

$$[6] \quad C = C_0 e^{it},$$

qualora si supponga  $i$  costante. Con  $C_0$  abbiamo indicato la costante di integrazione, la quale nel nostro problema rappresenta il capitale iniziale.

Su tutto ciò può vedersi uno scritto pubblicato da noi nella *Riforma sociale* di Torino, fascicolo maggio-giugno 1919, oltre ad un altro nostro scritto apparso nel *Giornale degli economisti* di Roma, fascicolo febbraio 1920.

Rileveremo che relazioni del genere della [6], data nel testo, si incontrano molto spesso nei fenomeni naturali. Per esempio, in Fisica, se facciamo l'ipotesi che la quantità ( $-dQ$ ) di calore ceduta da un corpo ai corpi più freddi circostanti, sia proporzionale alla differenza tra la temperatura del corpo suddetto e la temperatura degli altri corpi, scriveremo

$$[7] \quad - \frac{dQ}{dt} = k (\theta - \theta_0),$$

indicando con  $\theta_0$  la temperatura dell'ambiente che circonda il corpo, e con  $k$  una costante che dipende dalla natura della sostanza del corpo stesso. Se  $s$  rappresenta il calore specifico dell'unità di massa della sostanza, si ha

$$[8] \quad Q = s (\theta - \theta_0); \quad dQ = s d\theta;$$

onde, sostituendo, e ponendo  $a = \frac{k}{s}$ , e  $\theta_0 =$  zero centigradi,

$$[9] \quad - \frac{d\theta}{dt} = a\theta.$$

da cui

$$[10] \quad \theta = b e^{-at},$$

relazione la quale esprime la così detta « legge di Newton » (anno 1701).

In Chimica la teoria delle velocità delle reazioni conduce ad una relazione analoga. Indicando, infatti, con  $x$  la quantità di una data sostanza, con  $dx$  la quantità di questa che, in una reazione, scompare nel tempuscolo  $dt$ , e ricordando che la velocità della reazione è proporzionale alla quantità di sostanza che prende parte alla reazione stessa, può subito scriversi

$$[11] \quad \frac{dx}{dt} = -kx,$$

il valore della costante  $k$  dipendendo dalla natura della sostanza. Segue

$$[12] \quad x = b e^{-kt},$$

relazione la quale esprime la così detta « legge di Wilhelmy » (anno 1850).

E, se lo spazio non ce lo vietasse, potremmo citare ancora molti e molti esempi.



incontrata nel crescere, sia proporzionale al quadrato della numerosità della popolazione stessa (1). Dalla quale ipotesi segue la relazione

$$[7] \quad dN = k N dt - h N^2 dt,$$

cioè una equazione differenziale del primo ordine, non lineare, la quale si presenta sotto la forma della equazione di BERNOULLI, pur-

(1) Cfr. P. F. VERHULST, *Recherches mathématiques sur la loi d'accroissement de la population*, nei « Mémoires de l'Académie royale de Bruxelles », tomo XVIII, 1845, e tomo XX, 1847.

Prima del VERHULST, il QUETELET, ispirandosi ad analogie puramente meccaniche, aveva, invece, supposto che la resistenza opposta dagli ostacoli, all'incremento delle popolazioni umane, sia, a parità di circostanze, « eguale al quadrato della velocità colla quale la popolazione tende a crescere » (*Fisica sociale*, 1835, libro II, cap. VIII). In altre parole, indicando con  $r$  la resistenza incontrata da una popolazione al suo crescere (supposto, bene inteso, che tutti gli ostacoli, per tal modo incontrati, possano essere considerati come vere quantità matematiche, cioè come enti capaci di essere raddoppiati), e chiamando  $v$  la velocità di accrescimento della popolazione presa in esame,  $r$  sarebbe, secondo lo statistico belga, una funzione a forma ben cognita di  $v$ .

In Meccanica, dato un corpo in movimento nell'aria, ed indicando con  $s$  la superficie piana di esso (e perpendicolare alla direzione del moto), con  $v$  la velocità del corpo, con  $r$  la resistenza opposta dall'aria, mentre le rispettive unità di misura saranno il metro quadrato per  $s$ , il metro al secondo per  $v$ , il chilogrammo per  $r$ , può talora scriversi

$$[1] \quad r = h s (v \pm c)^2,$$

in cui  $h$  e  $c$  rappresentano due costanti, delle quali la prima dipende dalla forma del corpo (per esempio, per un emisfero convesso si ha  $h = 0,017$ , per un emisfero concavo  $h = 0,084$ , ecc.), e la seconda dalla velocità del vento spirante in senso contrario al moto del corpo, o nello stesso senso (se non c'è vento, la  $c$  si annulla). La [1] vale anche nel caso del moto nell'acqua (navi), ma allora i valori di  $h$  sono molto più elevati. D'altro canto, per le alte velocità, il principio della resistenza secondo il quadrato della velocità, vien meno, e bisogna ricorrere al cubo della velocità, o ad altre funzioni varie di questa, mentre per velocità molto piccole la resistenza può ritenersi proporzionale alla velocità medesima.

Ma l'estendere simili ragionamenti, relativamente semplici, a fenomeni straordinariamente più complessi, quali appunto i movimenti numerici delle popolazioni umane, come fa il QUETELET, vuol dire percorrere una strada erronea.

Già presso le popolazioni animali, le variabili che compaiono nel secondo membro della relazione [4] scritta nel testo, sono, come abbiamo veduto, abbastanza numerose e complesse, e tale numerosità e complessità aumentano in modo enorme qualora si tratti di popolazioni umane, giacchè allora le variabili  $x_1, x_2, \dots$  debbono rappresentare: a) il gruppo delle forze biologiche; b) il gruppo delle forze psicologiche (sentimenti relativi alla famiglia, sentimenti religiosi, ecc.); c) il gruppo delle forze sociali propriamente dette (forze economiche, ossia specialmente reddito medio goduto dagli individui nella unità di tempo, e loro *standard of life*; forze politiche, quali guerre, rivoluzioni, ed anche le ordinarie oscillazioni nei fenomeni politici; ecc.); d) altre forze varie sulle quali sorvoliamo.

chè si tenga presente che tanto  $k$  quanto  $h$ , lungi dall'essere considerate quali funzioni di  $t$  (come avviene nella equazione di BERNOULLI), sono considerate quali costanti. Integrando quindi col noto metodo, si ottiene

$$[8] \quad N = \frac{C}{1 + A e^{-kt}}$$

Geometricamente la [8] è rappresentata dalla curva  $MP$  della fig. 1, e tale curva è utile ad essere adoperata, in determinati casi,

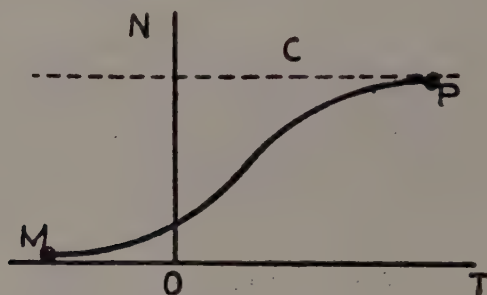


Fig. 1

quale curva di interpolazione delle statistiche attinenti al movimento delle popolazioni umane, purchè sempre per un tratto di tempo non molto ampio, e badando bene di non ritenere che essa rappresenti « la legge » del movimento delle popolazioni suddette. Un'unica legge in simili casi non esiste, laddove esistono infinite leggi, o meglio infiniti modi di variazione numerica, causati da circostanze attinenti alle epoche ed alle popolazioni. Come è noto, alla  $MP$  si suol dare il nome di curva logistica, nè alcuna cosa si oppone alla sua eventuale applicazione anche alle popolazioni animali — o, il che è lo stesso, nulla si oppone alla eventuale validità della equazione [7] anche per simili popolazioni — purchè sempre tenendo presenti le avvertenze ora esposte.

Si intende che nelle teorie matematiche di cui discorriamo nel presente articolo, resta supposta la inesistenza di fenomeni migratori, vale a dire che esse valgono solo per popolazioni chiuse.

In Italia il fisico-matematico VITO VOLTERRA, riferendosi alla numerosità delle popolazioni animali, incominciò dallo studiare i soli effetti che seguono dalle loro forze genesiache e dal loro modo di nutrimento, trascurando gli effetti determinati da altre circo-



stanze. Successivamente tenne conto del sovrapporsi degli effetti dovuti anche a queste (1).

Intanto se, per un momento, ci riferiamo ad una specie sola (o ad una specie che, pur vivendo insieme ad altre, non risente da queste alcuna azione), il VOLTERRA ottiene come velocità di incremento, vale a dire come numero di individui crescente nella unità di tempo,

$$[9] \quad V_1 = n_1 N_1 - m_1 N_1 = (n_1 - m_1) N_1 = \epsilon_1 N_1,$$

$n_1$  indicando il coefficiente di natalità, ed  $m_1$  il coefficiente di mortalità. Coi simboli del Calcolo differenziale [9] diviene

$$[10] \quad \frac{dN_1}{dt} = \epsilon_1 N_1,$$

da cui

$$[11] \quad N_1 = N_0 e^{\epsilon_1 t},$$

formole a noi già note (si veggano le relazioni [1] e [2] scritte più indietro).

Geometricamente la [11] è rappresentata dalla curva  $MP$  della fig. 2 qui sotto.

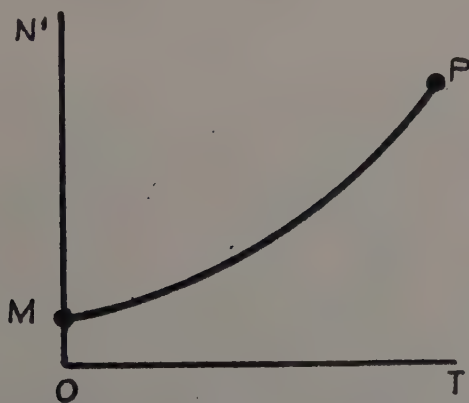


Fig. II

(1) Si veggano: *Memorie della R. Accademia nazionale dei Lincei*, anno 1926 (Classe di scienze fisiche, matematiche, e naturali; serie sesta, volume II, fascicolo III); tre scritti pubblicati poco dopo nei *Rendiconti della stessa Accademia*, I semestre, 1927; l'articolo apparso nella rivista *Scientia* di Milano, fascicolo febbraio 1927, e la nota *ibid.*, fascicolo settembre 1936; il vo-

Il VOLTERRA passa poi a considerare una seconda specie, la quale non trovi nutrimento sufficiente nell'ambiente in cui vive, tanto che, se essa fosse sola, il suo coefficiente d'accrescimento  $\varepsilon_2$  sarebbe negativo, vale a dire sarebbe un coefficiente di esaurimento. La curva  $M' P'$  della figura 3 qui sotto rappresenta, secondo il VOLTERRA,

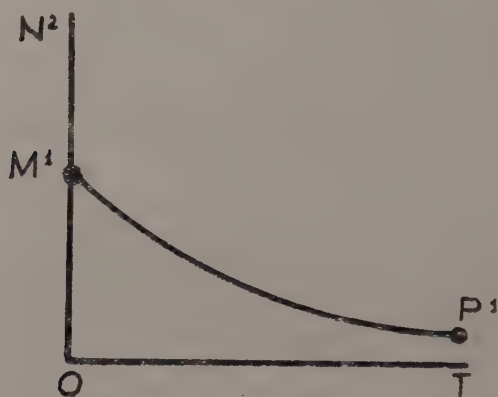


Fig. III

tale caso, nel quale, invece della [9], si ha quindi

$$[12] \quad V_2 = -\varepsilon_2 N_2,$$

o, sotto forma differenziale,

$$[13] \quad \frac{dN_2}{dt} = -\varepsilon_2 N_2,$$

da cui

$$[14] \quad N_2 = N_0 e^{-\varepsilon_2 t},$$

equazione rappresentata geometricamente appunto nella figura 3.

lume *Leçons sur la théorie mathématique de la lutte pour la vie*, Parigi, Gauthier - Villars, 1931; l'altro volume, pubblicato insieme al D'ANCONA, *Les associations biologiques au point du vue mathématique*, Parigi, Hermann, 1935.

Le idee del VOLTERRA furono accettate da R. RISSER, *Application de la statistique à la démographie et à la biologie*, tomo III, fasc. III, nel *Traité du calcul des probabilités et de ses applications*, di E. BOREL, Parigi, Gauthier - Villars, 1932, e da molti e molti altri autori.

In Matematica tutto ciò è esatto, ma in Biologia l'affermazione della validità della [14] è puramente gratuita. In altri termini, mentre una curva d'incremento di una popolazione animale, per breve tratto di tempo, quale la  $MP$  della figura 2 può accettarsi (legge dell'interesse composto), una curva di decremento quale la  $M'P'$  della fig. 3 è del tutto immaginaria, cioè essa non ha per base alcun ragionamento plausibile dedotto da fatti concreti.

Continuiamo a seguire il VOLTERRA nello svolgimento delle sue teorie.

Due specie, 1 e 2, si trovano da sole in uno stesso ambiente e vivono di un medesimo nutrimento limitato in quantità. Se questo fosse in quantità tale da soddisfare pienamente la voracità delle specie suddette, si otterrebbe per la prima specie una equazione quale la [10] data sopra, e per la seconda specie una equazione analoga. Invece, poichè l'incremento numerico delle due specie diminuisce la quantità di nutrimento di cui ciascun individuo può disporre, otterremo

$$[15] \quad \begin{cases} \frac{dN_1}{dt} = [\varepsilon_1 - \gamma_1 (h_1 N_1 + h_2 N_2)] N_1 \\ \frac{dN_2}{dt} = [\varepsilon_2 - \gamma_2 (h_1 N_1 + h_2 N_2)] N_2 \end{cases}$$

se supponiamo che la presenza degli  $N_1$  individui della prima specie diminuisca la quantità di cibo nella misura  $h_1 N_1$ , e la presenza degli  $N_2$  individui della seconda diminuisca la suddetta quantità nella misura  $h_2 N_2$ . Le differenze tra parentesi quadra nelle [15] indicano la riduzione che avviene nei coefficienti  $\varepsilon$  di accrescimento.

Più generalmente le [15] possono scriversi

$$[16] \quad \begin{cases} \frac{dN_1}{dt} = [\varepsilon_1 - \gamma_1 F(N_1, N_2)] N_1 \\ \frac{dN_2}{dt} = [\varepsilon_2 - \gamma_2 F(N_1, N_2)] N_2 \end{cases}$$

Il VOLTERRA studia a lungo le [15] e le [16]; indica i casi di possibilità d'integrazione, i casi di asintotismo, ecc. La conclusione è che, quando due specie convivono nello stesso ambiente, avendo a disposizione un cibo comune limitato in quantità, il movimento numerico delle specie in questione è un movimento a tipo essenzialmente asintotico,



Passiamo al secondo problema indagato dall'autore. Le due specie, viventi nello stesso ambiente, non si nutrono più di un alimento comune, limitato in quantità, ma gli individui della seconda specie si nutrono degli individui appartenenti alla prima. In tal caso il coefficiente di accrescimento  $\varepsilon_1$  della prima specie non sarà più costante, ma risulterà tanto minore quanto più numerosi saranno gli individui della seconda specie, e potrà divenire anche negativo. Pure il coefficiente di esaurimento —  $\varepsilon_2$  (relativo alla seconda specie se fosse sola) non sarà più costante, ma potrà cambiare anche di segno, e sarà allora tanto più grande quanto più numerosi saranno gli individui della prima specie. Quindi, invece della [9], avremo

$$[17] \quad V_1 = (\varepsilon_1 - \gamma_1 N_2) N_1,$$

ed, invece della [12],

$$[18] \quad V_2 = (-\varepsilon_2 + \gamma_2 N_1) N_2.$$

I coefficienti  $\gamma_1$  e  $\gamma_2$  sono, si intende, costanti positive.

Sotto forma differenziale, invece delle [15], ora scriveremo

$$[19] \quad \left\{ \begin{array}{l} \frac{d N_1}{dt} = (\varepsilon_1 - \gamma_1 N_2) N_1 \\ \frac{d N_2}{dt} = (-\varepsilon_2 + \gamma_2 N_1) N_2 ; \end{array} \right.$$

avremo cioè due equazioni differenziali simultanee, laddove le [15] erano due equazioni differenziali separate. E se integriamo le [19], potremo esprimere  $N_1$  ed  $N_2$  in funzione di  $t$ , come potremo esprimere  $N_2$  in funzione di  $N_1$  o viceversa. La conclusione è che quando due specie convivono nello stesso ambiente, ed una si nutre divorando l'altra, il movimento numerico delle specie suddette è un movimento a tipo essenzialmente ciclico-periodico, vale a dire che la numerosità, attinente alle due specie prese in esame, ci offre fluttuazioni periodiche, delle quali, mediante il calcolo, si può determinare il periodo.

Come già si è accennato, il VOLTERRA considera anche casi più complessi (particolarmente quello di un numero  $n$  qualsivoglia di specie conviventi, ed esercitanti, le une sulle altre, azioni qualunque), ma a noi lo spazio non concede qui di estenderci ulteriormente. Sotto l'aspetto matematico i ragionamenti dell'autore sono ineccepibili; sotto l'aspetto biologico essi hanno quel valore che posseggono le

premesse da cui essi muovono. E siccome parte delle premesse — il che già rilevammo — non trovano riscontro nei fatti concreti, segue che le conclusioni del VOLTERRA hanno, nel campo biologico, una ben scarsa fecondità (1).

La osservazione dell'autore, nel citato articolo di *Scientia*, che « per applicare le Matematiche a qualsiasi soggetto è necessario attribuire per ipotesi agli enti che si considerano, proprietà che si allontanano più o meno da quelle effettive », è correttissima, ma, seguendo una simile via, occorre badar bene che lo schema semplificato cui applichiamo l'Analisi, ci dia la *parte principale* del fenomeno concreto, cosa la quale si verifica precisamente nella teoria matematica della resistenza delle travature, esempio cui si riferisce poco dopo il VOLTERRA. All'incontro nella teoria matematica della numerosità di più specie conviventi, il valente analista italiano non ci ha dato, colle sue equazioni, la parte principale dei fenomeni biologici reali; ci ha dato, invece, una teoria matematica corretta di fenomeni, in gran parte almeno, immaginari. Il che è cosa diversa.

In un articolo apparso nel *Giornale degli economisti* di Roma, fascicolo agosto 1930, noi, a proposito delle equazioni della Finanza matematica relative al caso di un monopolista colpito da determinate

---

(1) L'autore ritenne, invece, vero l'opposto. Nell'articolo di *Scientia*, che già citammo, egli dice per esempio: « Quando si pensa che molti fatti interessanti per la Medicina possono farsi rientrare nei fenomeni che dipendono dagli incontri e dalle reciproche azioni fra specie diverse (specie umana e germi patogeni, specie parassitata e specie parassita), si comprende come le fluttuazioni delle epidemie possono aver rapporto colle teorie adesso qui esposte ».

Tutto ciò è erroneo. Le fluttuazioni delle epidemie seguono da motivi interamente diversi. In Medicina è ben nota la teoria del patologo francese NICOLLE (1866-1936), secondo la quale i singoli *virus* sarebbero conservati, attraverso il tempo, da quegli individui i quali furono, in tempi più o meno lontani, colpiti dalla malattia infettiva sotto « forma inapparente », vale a dire furono colpiti sotto forma eccezionalmente lieve. Saranno tali individui che nella successiva epidemia, costituiranno la falange dei nuovi colpiti, perchè in loro la difesa interna sarà stata fugace, il *virus* rimarrà vivo, la immunità sarà transitoria. Ma anche questa dottrina probabilmente non corrisponde al vero. La comparsa improvvisa, in qualche zona, di una epidemia, poniamo, di peste bubbonica in seguito a forte affollamento di persone in luoghi sudici, con molte materie in decomposizione, ecc., segue forse (ogni importazione dei germi specifici essendo, per ipotesi, esclusa) da una improvvisa trasformazione di bacilli aerobi od anaerobi, innocui, o poco dannosi, in bacilli della malattia suindicata. Ciò attraverso i processi moltiplicativi, cioè attraverso i processi di scissione, dei bacilli stessi. E le stesse considerazioni valgono, finchè ci riferiamo a *virus* non filtrabili, per la apparizione di una malattia infettiva del tutto nuova. Qualora, invece, si tratti di malattie provocate da *virus* filtrabili, occorre ammettere che anche questi rappresentino un elemento vivo, che quindi può moltiplicarsi sia nell'organismo colpito, sia nell'ambiente esterno a tale organismo, la moltiplicazione, cioè la riproduzione, essendo condizione fondamentale affinchè la trasformazione di un *virus* in un altro, possa compiersi.

imposte, scrivevamo: « In Economia, date le ipotesi da cui questa scienza muove, le equazioni del massimo incasso netto, al quale mira il monopolista, ci danno la parte principale del fenomeno, onde esse possono essere assunte come prima approssimazione al fatto concreto. Non già che in pratica chi gode il monopolio della produzione di una merce, risolva davvero, secondo le regole del calcolo, quelle equazioni (il che sarebbe, fra l'altro, impossibile per mancanza di conoscenze sulla forma di certe funzioni, sui valori di certe costanti, ecc.), ma, per tentativi, egli fissa certi prezzi che non sono molto lontani da quelli indicati da queste equazioni. La cosa cangia in Finanza. Qui le equazioni del massimo incasso netto (tenuto ora conto delle imposte) rappresentano ben di rado la parte principale del fenomeno, onde esse, in generale, non possono essere assunte come prima approssimazione al fatto concreto. Salvo i casi rari di merci di scarsa importanza, i monopolisti fanno parte della classe dei grandi intraprenditori, dei plutocrati, e gli individui che appartengono a queste classi hanno ben altri mezzi per reagire alla imposta che non la risoluzione, in qualsiasi modo condotta, di certe equazioni. Quei mezzi consistono nella azione che i monopolisti possono esercitare sul Governo perchè o con maggiori ordinazioni di merci per proprio conto, o con diminuzioni di preesistenti vincoli alla produzione, allo smercio, ecc., o con facilitazioni di natura la più varia, compensi largamente il monopolista colpito; delle somme che egli per tal modo viene a sborsare. E' quindi una soluzione politica (sociologica anzi) del caso in questione che la realtà per lo più ci offre, in luogo della soluzione matematica da noi più o meno faticosamente escogitata. Il che, ben inteso, non toglie che la creazione del nuovo tributo offra occasione al monopolista di modificare il prezzo di vendita della merce prodotta, ma ciò tenendo presenti le circostanze più varie del momento, anzichè soltanto quelle attinenti alla relazione che intercede tra il prezzo di una merce e la quantità di essa che in quel momento a tal prezzo può essere venduta ».

E si badi che le equazioni della Finanza matematica, anche non tenendo presenti le considerazioni ora svolte, risultano sempre assai più prossime al fenomeno economico-finanziario concreto, di quello che lo siano le equazioni della Biologia matematica del VOLTERRA al fenomeno biologico reale.

### III

Il vero è che la numerosità delle specie animali, o meglio l'equilibrio numerico tra più specie (animali e vegetali) conviventi in una data area della Terra — supposto che tale equilibrio realmente si formi, e non una specie distrugga semplicemente un'altra — è feno-



meno cotanto complesso che mal si presta ad essere rappresentato mediante sistemi d'equazioni ordinarie o differenziali (1).

Coll'uso del linguaggio ordinario, e ponendosi dapprima da un punto di vista statico, possiamo dire:

a) Nel caso di due specie conviventi in una medesima zona, delle quali l'una mangiata e l'altra mangiante, come appunto vedemmo avvenire nell'Africa orientale equatoriale per le zebre ed i leoni, e supposto noto il numero esistente, in un dato momento, delle zebre e dei leoni, il nocciolo del problema consiste nella determinazione del numero degli incontri tra individui della specie mangiata ed individui della specie mangiante. L'ipotesi del VOLTERRA che tale numero possa determinarsi in modo analogo a quanto facciamo nella teoria cinetica dei gas per determinare il numero degli incontri delle molecole di essi, appare, bene spesso, arbitraria, e ciò tanto nel caso che delle due specie una sola sia mobile, quanto nel caso che lo siano entrambe. Intanto la zona terrestre in cui vivono più specie, non ha mai forma rigorosamente omogenea in ogni suo punto, paragonato ad altro punto, ma ove è pianeggiante, ove è collinosa, ove ha corsi d'acqua (o, in genere, raccolte d'acqua), ove ne è priva, ove ha maggiore vegetazione, ove minore, ecc., e questa eterogeneità di struttura si estende alle correnti aeree, alle piogge, alla illuminazione solare, ecc., concedendo maggiori o minori facilità di attacco, come maggiori o minori facilità di difesa (cioè, in sostanza, un numero maggiore o minore di incontri). Il principio della eterogeneità di struttura vale

---

(1) Del problema della numerosità delle popolazioni animali, si sono occupati — da un punto di vista matematico — parecchi altri autori, oltre il VOLTERRA. Noi non possiamo dilungarci intorno ad essi, per le dottrine dei quali valgono, del resto, in generale, le medesime critiche che abbiamo rivolto alle dottrine del VOLTERRA. Non di rado si incontrano di nuovo, nelle opere degli autori suddetti, errori di indole strettamente biologica (indipendentemente da quelli che possono essere connessi con la teoria matematica della numerosità delle specie). Così A. J. LOTKA, *Théorie analytique des associations biologiques*, Parigi, Hermann, 1937, ritiene che nel campo della evoluzione biologica i fenomeni siano sempre *irreversibili*. Ciò è errato. La balena è una specie che proviene, proprio per un fenomeno di trasformazione regressiva, da antenati mammiferi a quattro zampe complete, che vivevano, probabilmente, ad un tempo nel mare e sulla riva del mare, come in tal modo vivono ancor oggi le foche. Solo con una simile reversione può spiegarsi, presso la balena, il minuscolo femore, residuo dei femori normali posseduti dalle antiche specie da cui la balena proviene. Della esistenza di un simile femore ebbe ad occuparsi anche il PARETO alla seconda nota del § 627 del *Cours*. Forse pure i serpenti rappresentano forme regredite. Chè se poi il LOTKA ritenesse, come sembra, che l'evoluzione delle specie animali abbia sempre a continuare, anche ciò sarebbe erroneo, giacchè tutte le trasformazioni di una specie in un'altra specie hanno, prima o poi, un termine. Talvolta tale termine appare sin dai primi tempi dell'era primaria, tal'altra occorre giungere al finire dell'era terziaria. Come si vede, l'espressione « freccia del tempo », bene spesso adoperata per indicare una direzione univoca nel tempo, di determinati fenomeni, ha bisogno, nel campo biologico, di molti e molti chiarimenti e restrizioni.

persino nel caso in cui si considerino volumi di acqua dolce (nei fiumi, nei laghi, ecc.), ovvero volumi di acqua marina, anzichè zone terrestri. D'altra parte, occorre badare se gli individui di ciascuna specie tendono a vivere isolati, ovvero riuniti in gruppi, e in questo secondo caso occorre tener presente se ciascun gruppo è poco o molto numeroso (più la specie mangiata vive in gruppi numerosi e più sono numerosi gli incontri con la specie mangiante, mentre, a parità di numerosità dei gruppi della specie mangiata, gli incontri crescono pure al crescere della numerosità dei gruppi della specie mangiante, ossia maggiori sono le distruzioni operate da questa).

b) Segue che, mantenendoci a considerare i fenomeni da un punto di vista statico, le distruzioni compiute dagli individui della specie mangiante si verificano solo su una frazione, più o meno elevata, degli individui della specie mangiata. Gli altri si salvano, mentre le forze genesiache provvedono di continuo a colmare i vuoti.

c) In ciò non vi è nulla di *necessario*, nulla di *prestabilito*. Può avvenire, come può non avvenire. Se avviene, l'equilibrio numerico è stabilito; se non avviene, un simile equilibrio non può stabilirsi, ed allora o la specie mangiata scompare, ovvero, come non di rado accade, se essa può emigra verso zone più tranquille (è possibile anche che gli individui della specie mangiata, tendano a formare gruppi meno numerosi, vale a dire è possibile che essi si diradino, cosa la quale diminuisce, come vedemmo, la probabilità degli incontri).

Queste ultime considerazioni ci portano però già sul terreno dinamico, rispetto al quale allora rileveremo quanto appresso:

a) Le caratteristiche della zona terrestre cui ci riferiamo, cambiano al trascorrere del tempo (invasione di acque, ritiro di acque, periodi caldi ed umidi, periodi freddi e secchi, ecc.). Tutto ciò, dopo quanto sappiamo, modifica il numero degli incontri.

b) Talvolta, per circostanze favorevoli, una specie prende uno sviluppo numerico eccezionale, ma ciò può determinare la comparsa di un'altra specie distruggitrice della precedente, il che ristabilisce, dopo un tempo più o meno lungo, l'equilibrio turbato. Per esempio, quando una specie parassita assume un grande sviluppo, con grave danno della specie parassitata, può, a sua volta, assumere un grande sviluppo anche una specie iperparassita che distrugga in parte la parassita. Allora la specie parassitata riprende a riprodursi, ed un nuovo equilibrio alfine si ristabilisce.

Potremmo continuare, ma oramai il lettore ha inteso come simili fatti avvengono. Talora i rapporti tra il numero degli individui di una specie ed il numero degli individui di un'altra specie convivente con essa, restano costanti; talora cambiano più o meno intensamente in funzione di circostanze svariatissime. Gli equilibri numerici possono durare a lungo; possono, invece, cangiare rapidamente; possono scomparire per periodi di tempo più o meno lunghi; possono tornare a formarsi; ecc. Il caso estremo è, ben inteso, sempre quello che la

specie mangiata (o, più generalmente, danneggiata) scompaia, cosa la quale trae seco una perturbazione numerica più o meno grave anche nella specie mangiante (o, più generalmente, danneggiante).

Simili fatti, ed altri molti sui quali sorvoliamo, mostrano quanto ristretto possa essere l'impiego dell'Analisi matematica in tale genere di indagini, e come la prevalenza debba invece spettare all'esame dei dati offertici dalla esperienza, ed alla ricerca, coll'uso del linguaggio ordinario, delle cause che li determinano.

GUIDO SENSINI

Pisa, Università

## CENTRO DE ESTUDOS DEMOGRÁFICOS

Instituto Nacional de Estatística - Lisboa

1947, n. 4.

*D. Antão de Almeida Garrett*: Perspectivas de urbanisação na região do Porto em função dos caracteres populacionais. *A. De Almeida Garrett*: Os problemas da natalidade (IV - capacidade de reprodução, V - Abortamento espontâneo e provocado). *A. Melo Silvestre*: Problemas demográficos portugueses - *Bibliografia - Notas e notícias*.

## JOURNAL OF THE ROYAL STATISTICAL SOCIETY

Royal Statistical Society - London.

Volume CX - part IV - 1947:

*R. M. Shone*: The iron and steel development plan: some statistical considerations. *J. G. Kyd*: The proposed third statistical account of Scotland. *Wholesale prices in 1946*. *Miscellanea*: Fitting growth and frequency curves by the method of frequency moments (*H. Sichel*).

## JOURNAL DE LA SOCIÉTÉ DE STATISTIQUE DE PARIS

Rue de Richelieu, 87 - Paris

1948, nr. 3-4, mars-avril.

*J. Bourdon*: Le monde antique s'est-il dépeuplé. *P. Gasc*: Chronique de démographie. *M. Corréard*: Le degré de précision de l'évaluation du revenu national.

n. 5-6, mai-juin.

*J. Fourastié*: Le progrès technique et l'évolution du capitalisme. *J. Lehoulier*: Chronique des salaires. *M. Augé-Larivière*: Chronique des statistiques agricoles. *S. Schneider*: Sur l'ajustement des courbes à branches limitées.

n. 7-8 juillet-août.

*G. Chevre*: Un nouvel instrument de travail statistique. Le fichier des établissements industriels et commerciaux? *L. de Riedmatten*: L'économie dirigée: ses rapports avec la statistique. *R. Risser*: Essai sur les courbes de distribution statistique. *M. Torti*: Revenu et production des nations. *J. Dufrénoy*: La distribution des biens et des aptitudes.

n. 9-10, septembre-octobre.

*M. Le baron Mourre*: La méthode Harvard pour la prévision des crises et les perspectives actuelles aux Etats-Unis. *M. Allais*: Intérêt et productivité sociale. *R. Risser*: Note relative aux surfaces de probabilité. *M. Wolkowitsch*: Ajustement d'une ligne polygonale. *R. Joltot*: Chronique des statistiques financières.



## *Di alcune definizioni insidiose e delle forme fondamentali di una distribuzione statistica*

1. - Le pagine che seguono sono il risultato della fusione di due note inizialmente distinte, dedicate ai due argomenti accennati; ma tale fusione è parsa opportuna, perchè certe difficoltà che si incontrano nell'applicazione di alcune definizioni correnti risultano, almeno in parte, dal non tenere bene presenti le varie forme che può assumere una distribuzione statistica, e soprattutto dal non distinguere, come va fatto, le distribuzioni discrete da quelle continue.

Le definizioni insidiose, su cui ci soffermeremo, sono quelle di *mediana* e di *mediale*, e più generalmente, di *quantili* e di *tantili*; e le forme fondamentali di una distribuzione verranno sistematicamente esposte secondo uno schema che abbiamo avuto occasione di adottare nelle nostre lezioni all'Università di Napoli e che ci sembra preferibile a quelli ordinariamente seguiti. Su tali questioni ci pare ci sia ancora qualche cosa di dire. E, d'altra parte, le precisazioni nei punti fondamentali della Scienza sono di importanza essenziale, sia nell'intento di ben chiarire i presupposti necessari ai successivi sviluppi dei concetti basici, sia per evitare che, contro ogni ragionevole presunzione, venga eventualmente a mancare proprio in alcuni settori di contenuto strettamente matematico, quell'universale consenso che sembrerebbe dovesse essere una loro caratteristica prerogativa.

2. - *Definizioni insidiose.* - Ordinati gli  $N$  elementi di una collettività secondo i valori non decrescenti  $x_1 \leq x_2 \leq \dots \leq x_N$  di un carattere quantitativo in essi distribuito, *idea generica di mediana* è quella di un valore di  $x$  che lasci da una parte e dall'altra numeri uguali di termini di quella collettività (ordinata).

Tutti d'accordo su questo punto, i dissensi incominciano quando si voglia tradurre quel concetto grezzo in termini esatti.

E nel lodevole sforzo di precisarlo, sforzo in cui gli studiosi italiani si sono indubbiamente più cimentati degli altri, sboccia allora una bella fioritura di definizioni, che, equivalenti forse nell'intenzione dei vari Autori, non lo sono affatto quando si voglia praticamente collaudarle.

$\alpha$ ) C'è chi, ancorandosi immediatamente a un criterio aritmetico, definisce come mediana il valore del termine che occupa il posto centrale  $(N+1)/2$  se  $N$  è dispari, oppure la media aritmetica dei valori dei due termini centrali, cioè di posti  $N/2$  e  $(N+2)/2$ , se  $N$  è pari. Determinazione semplicissima ed

univoca, ma *non comprendente tutti i* valori che rispondono al concetto grezzo di mediana (1).

β) C'è, perciò, chi modifica la definizione precedente quando sia  $N$  pari, dicendo, meglio, che in tal caso la mediana è qualunque valore compreso nell'intervallo fra i due centrali, cioè fra quelli di posto  $N/2$  e  $(N+2)/2$ , *esclusi gli estremi*.

γ) Altri Autori osservano che il noto teorema di LAPLACE (condizione di minimo per la somma degli scostamenti assoluti) si verifica non soltanto per tutti i valori di  $x$  definiti mediante  $le_{\alpha}^{-}$  e β) ma anche *per gli estremi* dell'intervallo compreso tra i due valori centrali, quando  $N$  è pari. E quindi integrano la β) comprendendo tali estremi; oppure assumono senz'altro come definizione di mediana questa: qualsiasi valore di  $x$  che verifichi il teorema di LAPLACE.

δ) Qualcuno, partendo dal concetto che la mediana debba dimezzare il gruppo dei valori ordinati, assume che essa sia il valore centrale, se  $N$  è dispari, e ciò può essere giusto; oppure che esistano due valori mediani, e cioè l'uno e l'altro valore centrale quando  $N$  è pari, il che non è giusto: perchè, dati per es. i valori 3, 5, 11, 15, nè il 5, nè l'11 dimezzano il dato gruppo. Però, per chi voglia sottilizzare, anche il caso di  $N$  dispari può dar luogo a una certa perplessità: a rigore, il termine centrale del gruppo ordinato, non dimezza questo gruppo perchè non lascia a destra e a sinistra metà dei termini. Quindi, secondo la lettera della definizione, non esiste, allora, mediana. Assumendo, invece, che la mediana debba lasciare a destra e a sinistra *numeri uguali* di termini, tutto facilmente si accomoda, e non si elude il concetto generico di mediana posto in principio.

ε) Alcune definizioni danno luogo ad appigli perchè, invece di riferirsi all'*ordine* dei termini, come deve essere — tanto è vero che si dice essere la mediana una media « di posizione » — si riferiscono alla loro *grandezza*, ciò che è tutt'altra cosa, quando intervengano dei valori con frequenza superiore all'unità. Così, per es., si incorre in questo rischio quando si dice che la mediana è superata da metà dei termini e supera l'altra metà, perchè avendosi ancora il gruppo 3, 5, 11, 15 e assumendo come mediana 8 tale definizione risulta soddisfatta; mentre avendosi il gruppo 3, 5, 5, 15, con la mediana  $5 = (5+5):2$ , tale mediana non supera metà dei termini e non è superata dall'altra metà. Dicendo, invece, che la mediana lascia a sinistra e a destra metà dei termini, tale definizione risulta in questi due esempi verificata, purchè nel secondo si intenda che la mediana 5, come tale, sia interposta fra quei due termini centrali uguali a 5.

Notiamo pure, sull'esempio 4, 9, 10, 12, 15, che essendo 10 la mediana, è giusto dire, salvo particolari convenzioni, che questa lascia a sinistra e a destra (non già metà dei termini, ma) uguale numero di termini.

φ) Naturalmente analoghe difficoltà sorgono assumendo come definizione di mediana un valore tale che il numero dei termini non superiori ad

---

(1) Si sa pure che nel caso di parità di  $N$ , il JACKSON ha proposto come mediana la soluzione reale di una certa equazione, che risulta interposta fra i due termini di mezzo.

esso uguagli il numero dei termini non inferiori; ed omettiamo senz'altro le ovvie esemplificazioni in proposito.

Ora è essenziale ricordare che quando una distribuzione statistica invece che in forma discreta, come fin qui si è supposto, viene data, se e quando sia possibile, mediante una curva continua di densità della frequenza, mediana è — senza possibilità di disaccordi in proposito — quell'unico valore di  $x$  tale che la corrispondente ordinata dimezzi l'area compresa tra quella curva e l'asse delle ascisse. Si verifica facilmente che tale valore mediano soddisfa il teorema di LAPLACE; e si intende che la unicità del valore stesso dipende dall'impossibilità di concepire, in una distribuzione continua, più di un valore centrale. Ebbene, è, forse, questa relativa semplicità del concetto di mediana nel caso di una distribuzione continua, che induce a non approfondire sufficientemente il concetto stesso per una distribuzione discreta ed a formulare definizioni discordanti sia fra loro che col concetto fondamentale che dovrebbe informarle. Ma la molteplicità stessa di tali definizioni dimostra che la distinzione fra il caso discreto e quello continuo è assolutamente necessaria, e, per raccogliere le fila relativamente al primo di questi casi, una rapida comparazione di quelle definizioni ci fa sperare che ci si possa, intanto, trovare d'accordo sulla seguente formulazione:

*Ordinati gli  $N$  termini di una collettività per valori non decrescenti (o non crescenti) di un carattere classificatore, mediana è qualunque valore che lascia ugual numero di termini da una parte e dall'altra, cioè  $N/2$  tanto se  $N$  è pari quanto se è dispari; intendendo che se  $N$  è pari qualunque valore compreso fra i due centrali, questi esclusi, sarà valore mediano perchè lascerà dalle due parti uno stesso numero intero  $N/2$  di termini, mentre se  $N$  è dispari il termine centrale sarà l'unico valore mediano, che lascerà a sinistra i primi  $(N-1)/2$  termini e la metà di se stesso, e a destra gli ultimi  $(N-1)/2$  termini e l'altra metà di se stesso.*

Ci sembra che questa definizione sia scevra dalle obiezioni prima segnalate, e che non debba costituire una difficoltà quella di concepire il termine centrale diviso in due parti uguali, per integrare a destra e a sinistra due frequenze uguali ad  $N/2$ . Piuttosto si potrà insistere nell'osservare che, nel caso di  $N$  pari, i due termini centrali che chiudono l'intervallo dei valori mediani secondo la definizione data, non sono da riguardarsi, a sensi della definizione stessa, come valori mediani; se si vuole assumere una definizione che comprenda anche quei due termini centrali, ci pare che il miglior mezzo sia quello indicato alla fine di  $\gamma$ ).

Senza ripetere per la mediale osservazioni concettualmente analoghe a quelle precedenti, ci permettiamo proporre, sempre per una distribuzione discreta e sempre nell'intento di evitare discordanze, la seguente definizione:

*Ordinati gli  $N$  termini, etc. etc. come prima, mediale è qualunque valore del carattere classificatore che lascia uguali quantità di carattere da una parte e dall'altra; intendendo che se  $k$  termini dal principio contengono complessivamente ed esattamente metà della quantità totale di carattere cioè  $T/2$ , qualunque valore fra  $x_k$  ed  $x_{k+1}$ , esclusi questi, è valore mediale, mentre se ciò non accade esisterà un solo termine  $x_k$  tale che sia  $x_1 + \dots + x_{k-1} = T/2$  ed  $x_1 + \dots + x_k = T/2$  ed allora l'unica mediale sarà  $x_k$ .*



nel senso che

$$x_1 + \dots + x_{k-1} + \text{una certa parte di } x_k \text{ sarà} = T/2$$

ed anche  $x_k + 1 + \dots + x_N + \text{l'altra parte di } x_k \text{ sarà pure} = T/2$ .

Anche qui non sarà assurdo pensare il valore  $x_k$  diviso in due parti convenienti, per integrare a destra e a sinistra due quantità di carattere uguali a  $T/2$  (1).

3. - *Distribuzioni discrete o continue?* - Prima di passare alla seconda parte di questo scritto, in cui si terranno sistematicamente distinte le distribuzioni discrete da quelle continue, non sarà inutile rilevare che c'è fra gli statistici chi propende a dare maggiore sviluppo alle considerazioni riguardanti insiemi discreti, per la buona ragione che sono questi che si presentano effettivamente nella pratica e che hanno dato occasione e incentivo alla costruzione della metodologia statistica; mentre altri sono più inclini a portare il loro esame su insiemi continui, o meglio supposti tali, per avere a propria disposizione il poderoso ausilio del calcolo infinitesimale. Si è incidentalmente, ricordato quanto più semplice sia la formulazione del concetto di mediana per una distribuzione continua a paragone di una discreta. E si potrebbe aggiungere che gli integrali di STIELTJES costituiscono una specie di ponte di collegamento fra certi concetti relativi a distribuzioni discrete ed altri inerenti a distribuzioni continue, per cui in certi settori potrebbe sembrare oziosa la distinzione fra le une e le altre. Ma, non ostante tutto questo, persistiamo a pensare che tale distinzione sia più che opportuna necessaria, perchè non breve è la distanza concettuale fra le prime e le seconde, come cercheremo di chiarire nel seguito, e perchè le due segnalate tendenze si integrano mutuamente nel comune scopo di far progredire con più veloce ritmo le varie teorie.

4. - *Distribuzioni statistiche discrete.* - a) La forma di distribuzione fondamentale è quella costituita da un insieme di  $N$  elementi, nei quali un carattere quantitativo (classificatore)  $x$  assuma i valori  $x_1 \leq \dots \leq x_i$   
 $\dots \leq x_n$  con le rispettive frequenze  $y_1 \dots y_i \dots y_n$   $\left( \sum_1^n y_i = N \right)$ .

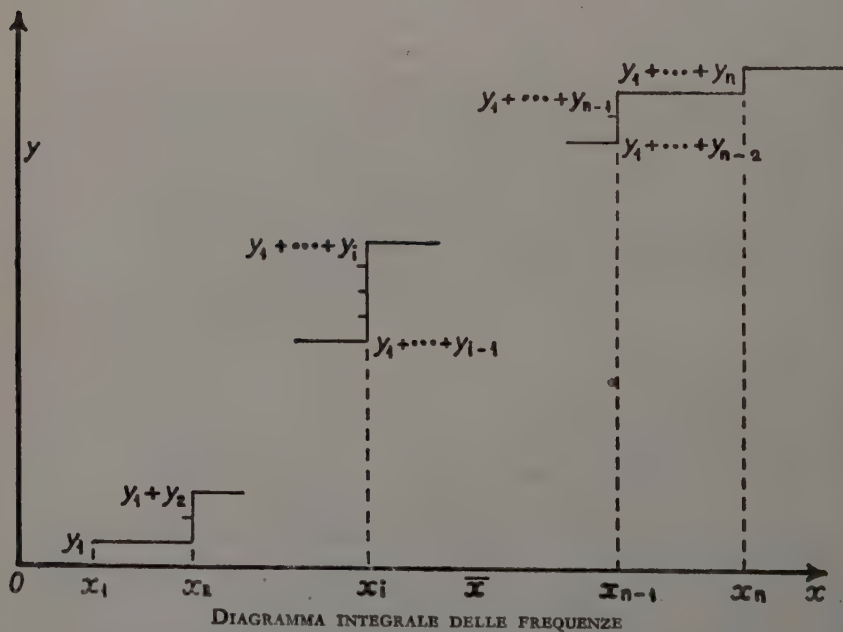
La rappresentazione cartesiana è ovviamente ottenuta segnando sull'asse delle ascisse, secondo una certa unità, i valori del carattere  $x$  e parallelamente all'asse delle ordinate, secondo una certa unità, i corrispondenti valori delle frequenze  $y_i$ . Il diagramma (*diag. delle frequenze*) è lineare e costituito

(1) E' appena il caso di avvertire che nel supposto ordinamento per valori non decrescenti (o non crescenti) di  $x$  ogni valore deve essere scritto tante volte quanto è la sua frequenza assoluta, e cioè deve occupare altrettanti posti fra gli  $N$  considerati.

Volendo mettere in evidenza le singole frequenze, potranno indicarsi i distinti valori assunti dal carattere con  $x_1 \leq x_2 \leq \dots \leq x_n$  e le rispettive frequenze assolute con  $f_1, f_2, \dots, f_n$ , essendo  $f_1 + \dots + f_n = N$ ; in generale, però, un  $x_i$  di questa forma di scrittura non coincide con l' $x_i$  fin qui usato, e perciò la notazione dovrebbe essere modificata, dal che, tuttavia si può prescindere per non complicare le scritture, purchè si avverta la differenza.

da  $n$  ordinate distinte; non ha, in generale, alcun significato la poligonale con la quale alcuni riuniscono i successivi estremi di quelle ordinate. Il carattere classificatore potrebbe essere, per sua natura, continuo; ma i suoi valori effettivamente osservati sono sempre in numero finito, e qui si ammette, comunque, che i valori sottoposti ad elaborazione siano in numero finito e costituenti quindi un insieme discreto.

b) Nelle stesse ipotesi poste in a) si consideri la funzione avente come valore in un punto generico  $x$  la somma delle frequenze assolute dei valori  $x_i$  non superiori ad  $x$  (*funz. delle frequenze accumulate* da sinistra a destra). Essa è nulla per  $x$  variabile da  $-\infty$  a  $x_1$  escluso; è positiva da  $x_1$  ad  $x_n$ , compresi gli estremi, ed è ivi non decrescente variando dal minimo  $y_1$  in  $x_1$  al massimo  $N = \sum y_i = y_1 + \dots + y_n$  in  $x_n$ ; conserva questo massimo valore da  $x_n$  a  $+\infty$ ; e finalmente in ogni punto come  $x_i$  fa un salto di ampiezza  $y_i$ , nel senso che per  $x$  tendente ad  $x_i$  da valori minori essa tende ad  $y_1 + \dots + y_{i-1}$ , mentre in  $x_i$  assume il valore  $y_1 + \dots + y_i$ . A differenza dei valori  $y_i$  considerati in a) che, come dipendenti dagli  $x_i$ , costituiscono una funzione di  $x$  a valori discreti, la funzione ora definita esiste fra  $-\infty$  e  $+\infty$  (per quanto venga di solito considerata soltanto fra  $x_1$  ed  $x_n$ ) ed è generalmente continua, tranne che nei punti  $x_i$ , dove è, peraltro, continua a sinistra e continua a destra.



La fig. adiacente è il diagramma cartesiano della funzione definita, che può pur dirsi *funzione integrale delle frequenze*, o di *graduazione* o di *ripartizione*.

Allo scopo di utilizzare questo diagramma per la determinazione grafica della *mediana* è opportuno immaginare che i salti multipli della funzione considerata, e cioè quelli corrispondenti a frequenze  $y_i \equiv 2$ , vengano divisi in salti unitari mediante  $y_i - 1$  punti equidistanti segnati sui tratti di ordinate che rappresentano quei salti. Dopo ciò, condotta per il punto di mezzo dell'ordinata massima (corrispondente ad  $x_n$ ) la parallela all'asse delle ascisse, e distinti i casi che questa contenga il *ripiano* corrispondente alla frequenza accumulata  $y_1 + \dots + y_{i-1}$ , oppure passi per uno dei punti mediante i quali il salto multiplo in  $x_i$  è stato diviso in salti semplici, o infine passi fra gli estremi di un salto unitario come accadrebbe per es. nel gruppo 3, 5, 5, 5, 9 e nel gruppo 3, 4, 5, 7, 9, sarebbe possibile determinare il valore o i valori della mediana in base appunto agli elementi comuni a quella parallela e al diagramma a scala. In questo caso di una distribuzione discreta l'accennata costruzione grafica della mediana è però meno pratica di quella puramente aritmetica; ma si è voluto indicarla per mostrare che tale possibilità è offerta dalla curva di accumulazione del carattere, anche quando essa abbia la forma a gradini corrispondente a una distribuzione discreta; possibilità che sussiste altresì per la determinazione dei quantili di qualunque ordine.

c) Nelle stesse ipotesi poste in a) si può considerare la distribuzione ottenuta facendo corrispondere a ciascun valore  $x_i$  il prodotto  $x_i y_i$ , che evidentemente costituisce la quantità di carattere ivi raccolta. Il corrispondente diagramma cartesiano, che si può dire *diagramma della quantità di carattere* è di immediata costruzione, come quello in a) ed è costituito da un sistema di  $n$  ordinate distinte. Si ha poi  $\sum_1^n x_i y_i = T$ , quantità totale di carattere.

d) Conservando ancora le ipotesi precedenti, si può costruire la funzione avente come valore in un punto  $x$  generico la somma delle quantità di carattere che si raccolgono nei punti  $x_i$  situati non a destra di  $x$  (*funz. delle quantità accumulate* da sinistra verso destra o *funz. integrale della quantità di carattere*). Tale funzione è nulla per  $x$  variabile da  $-\infty$  a  $x_1$  escluso; è non decrescente da  $x_1$  ad  $x_n$ , compresi gli estremi ed ivi variabile dal minimo  $x_1 y_1$  in  $x_1$  al massimo  $T$  in  $x_n$ ; conserva questo massimo valore  $T$  da  $x_n$  a  $+\infty$ ; e finalmente in ogni punto come  $x_i$  fa un salto di ampiezza  $x_i y_i$ , nel senso che per  $x$  tendente ad  $x_i$  da valori minori essa tende ad  $x_1 y_1 + \dots + x_{i-1} y_{i-1}$ , mentre in  $x_i$  essa assume il valore  $x_1 y_1 + \dots + x_i y_i$ . Anche questa funzione è, dunque, generalmente continua, e può, in sostanza, considerarsi come una funzione di ripartizione rispetto a  $xy$ . La sua rappresentazione grafica cartesiana, che si omette per brevità, sarebbe analoga a quella data in b) e potrebbe essere utilizzata per la determinazione della mediale (e similmente dei tantili). Anche qui sarebbe, preliminarmente opportuno scomporre i salti multipli, cioè rispondenti a frequenze  $y_i \equiv 2$ , in salti unitari mediante  $y_i - 1$  punti equidistanti segnati sui tratti di ordinata che rappresentano quei salti, cosicchè ogni salto unitario corrispondente ad  $x_i$  avrebbe la ampiezza  $x_i$ , e tali ampiezze (a differenza di quanto accadeva in b)) non sarebbero costanti, ma crescenti con  $x_i$ , da sinistra verso



destra. Una volta fatta tale scomposizione e condotta, come prima, la parallela all'asse delle ascisse per il punto di mezzo dell'ordinata massima  $T = \sum x_i y_i$ , sarebbe anche qui possibile, dalla considerazione del tratto o del punto che tale parallela avrà in comune con il diagramma costruito, dedurre l'indicazione della *mediale*: e il caso in cui l'incontro di quella parallela col diagramma avvenisse internamente al segmento rappresentativo di un salto unitario, per es. in  $x_i$ , sarebbe quello in cui si dovrebbe riguardare  $x_i$  come mediale, intendendo però che questo valore sia diviso in due parti convenienti per integrare alla sua destra e alla sua sinistra quantità di carattere uguali a  $T/2$ .

e) Per le distribuzioni statistiche discrete si può altresì definire un diagramma detto usualmente *curva di concentrazione*, in quanto esso è atto a indicare se, in una certa parte del numero totale  $N = \sum y_i$  dei termini (ordinati) si concentri una parte più o meno elevata della quantità totale di carattere  $T = \sum x_i y_i$ . Come si sa, tale diagramma può, in uno dei soliti sistemi cartesiani, costituirsi coi punti  $M_x$  le cui coordinate  $p_x$  e  $q_x$  hanno come espressioni parametriche in  $x$ :

$p_x$  = frequenze accumulate fino a  $x$  compreso,

$q_x$  = quantità di carattere accumulato fino a  $x$  compreso

cioè hanno per coordinate rispettivamente l'ordinata del diagramma di accumulazione delle frequenze in  $x$  e quella del diagramma di accumulazione della quantità di carattere, pure in  $x$ . Raguagliando  $q_x$  e  $p_x$  rispettivamente a  $T$  ed  $N$ , la frazione propria  $q_x/T$  esprime evidentemente la parte della quantità totale di carattere che appartiene alla frazione  $p_x/N$  dei termini che occupano i primi posti (nella solita graduatoria per valori non decrescenti).

Si è anteposta la denominazione di « diagramma » a quella di « curva » (di concentrazione) perchè nel caso di cui ci occupiamo il diagramma risulta, come le b) e d), fatto a scala.

5. - *Comparazione tra le varie forme di distribuzioni discrete.* - Per le distribuzioni statistiche discrete disponiamo dunque di 5 forme di rappresentazione, delle quali non intendiamo affatto ricordare o segnalare le molteplici proprietà, per accennarne piuttosto i mutui legami. Esse sono:

a) Distribuz. delle freq.

$$\begin{cases} x_1 & \dots & x_i & \dots & x_n \\ y_1 & \dots & y_i & \dots & y_n \end{cases}$$

c) Distrib. delle quant. di caratt.

$$\begin{cases} x_1 & \dots & x_i & \dots & x_n \\ x_1 y_1 & \dots & x_i y_i & \dots & x_n y_n \end{cases}$$

b) Distrib. delle freq. accum.

$$\begin{cases} x_1 & \dots & x_n \\ y_1 & \dots & y_1 + \dots + y_n \end{cases}$$

d) Distrib. quant. di caratt. accum.

$$\begin{cases} x_1 & \dots & x_n \\ x_1 y_1 & \dots & x_1 y_1 + \dots + x_n y_n \end{cases}$$

## e) Diagramma di concentrazione

Le distribuzioni  $a)$ ,  $b)$ ,  $c)$ ,  $d)$  assumono tutte a variabile indipendente i valori del carattere classificatore  $x$ , disposti per ordine non decrescente; le  $a)$  e  $b)$  si riferiscono alle frequenze e le  $c)$  e  $d)$  alle quantità di carattere; le  $a)$  e  $c)$  sono distribuzioni semplici, mentre le  $b)$  e  $d)$  sono distribuzioni integrali o di ripartizione; il diagramma di concentrazione  $e)$  risulta dalla simultanea considerazione delle  $b)$  e  $d)$ ; le  $b)$  e  $d)$  e le rispettive rappresentazioni grafiche consentono la determinazione analitica (risp. grafica) della mediana  $Me$  e della mediale  $me$  (e più generalmente dei quantili e dei tantili di ordine qualsiasi).

Sostituendo nelle  $a)$ ,  $b)$ ,  $c)$ ,  $d)$  alle frequenze assolute  $y_i$  quelle relative  $y_i/N$  le ordinate dei rispettivi diagrammi risulteranno tutte ridotte nella stessa ragione  $N$ . L'ordinata massima della  $b)$  diverrà  $N/N = 1$  e l'ordinata massima della  $d)$  diverrà  $T/N$ , cosicchè dividendo ulteriormente tutte le ordinate della  $d)$  per  $T/N$  risulterà una distribuzione (simile) con la massima ordinata uguale ad 1.

Come è ben noto, il diagramma di concentrazione viene solitamente tracciato dopo aver appunto ridotto all'unità le ordinate massime delle  $b)$  e  $d)$  (iscrizione di quel diagramma in un quadrato di lato unitario).

6. - Il teorema di LAPLACE per la mediana e il suo correlativo per la mediale nelle distribuzioni discrete. - Che il teorema di LAPLACE, espresso in questo caso da

$$(f) \quad \sum_{i=1}^n \left| x_i - X \right| y_i = \min. \quad \text{per } X = Me$$

non costituisca una caratteristica esclusiva della mediana, secondo il concetto grezzo o secondo le varie definizioni esposte, si è veduto al n. 2: ed, infatti, nel caso di parità di  $N$ , tutti ed i soli valori dell'intervallo aperto determinato dai due termini centrali sono valori mediani, mentre il teorema di LAPLACE è anche verificato dai valori di tali termini centrali, cioè dai valori che chiudono quell'intervallo.

Comunque, per il valore mediano o per tutti i valori mediani nel caso di molteplicità, il teorema di LAPLACE è verificato.

Si verifica per la mediale o per le mediali una proprietà analoga? La risposta è affermativa, come risulta subito dal notare che mentre la mediana  $Me$  si riferisce ai valori  $x_i$  dotati delle rispettive frequenze  $y_i$ , la mediale  $me$  può considerarsi come la mediana degli stessi valori

$$x_1 \dots x_i \dots x_n$$

con le rispettive frequenze o, difemo meglio, pseudofrequenze:

$$x_1 y_1 \dots x_i y_i \dots x_n y_n$$

cosicchè, sempre per il teorema di LAPLACE, risulterà

$$(g) \quad \sum_1^n |x_i - X| \quad x_i y_i = \min. \quad \text{per } X = me.$$

Il parallelismo dianzi indicato fra il gruppo a sinistra e quello a destra delle varie forme di distribuzione, potrà dunque essere continuato correlando al teorema di LAPLACE espresso da (f) quello espresso da (g), nel quale, però, le pseudofrequenze  $x_i y_i$  sono omogenee col carattere classificatore  $x$ , mentre in (f) le frequenze  $y_i$  erano numeri puri.

Per es. nella distribuzione

$$\begin{array}{lcl} \left\{ \begin{array}{l} x_i \rightarrow \\ y_i \rightarrow \end{array} \right. & \begin{array}{ccccc} 3 & 5 & 7 & 9 & 13 \\ 1 & 2 & 1 & 1 & 1 \end{array} & \\ x_i y_i \rightarrow & 3 & 10 & 7 & 9 & 13 \\ \Sigma x_i y_i \rightarrow & 3 & 13 & 20 & 29 & 42 \end{array}$$

la mediale è costituita dal valore 9 (che dovrebbe spezzarsi in due parti immediatamente determinabili per costituire uguali quantità di carattere  $T/2$  a destra e a sinistra) e si ha:

$$\sum_1^n |x_i - X| \quad x_i y_i \rightarrow \quad 232 \quad 160 \quad 128 \quad 124 \quad 188$$

ciò che conferma (ma naturalmente non prova!) il correlativo del teorema di LAPLACE (1), perchè 124, corrispondente alla mediale 9, è il minimo dei valori trovati.

$$(1) \text{ Dividendo per } X \text{ } x_i \text{ ciascun termine della somma in (g) si ha } \sum_1^n \left| \frac{x_i - X}{X} \right| y_i.$$

Tale divisione di ciascun termine etc. equivale ad assumere come unico divisore della somma stessa il prodotto  $X \cdot K_X$ , dove  $K_X$  è una media armonica opportunamente ponderata degli  $x_i$ . Ora, se si considerano sia la somma iniziale  $\sum |x_i - X| x_i y_i$ , sia il rispettivo divisore  $X \cdot K_X$  come funzioni di  $X$  si trova che questo divisore ha relativamente a quella somma il valore massimo quando  $X = me$ .

Perciò, a più forte ragione

$$\sum_1^n \left| \frac{x_i - X}{X} \right| y_i = \min. \text{ per } X = me$$

cioè la mediale minimizza la somma degli scostamenti relativi (cfr. l'enunciato di questa proprietà in MORTARA, *Sommario di Statistica*, 1933, pag. 71).

Così, sullo stesso esempio del testo:

$$\begin{array}{lcl} x_i \rightarrow & 3 & 5 & 7 & 9 & 13 \\ X, K_X \rightarrow & 29 & 50 & 56 & 55,8 & 67 \\ \text{rapporti alle rispettive somme} \rightarrow & 12,5\% & 31,3\% & 43,7\% & 45\% & 35,6\% \end{array}$$

$$\sum \left| \frac{x_i - X}{X} \right| y_i \rightarrow \quad 8 \quad 3 + 1/5 \quad 2 + 2/7 \quad 2 + 2/9 \quad 2 + 10/13$$

e rimane confermato, fra questi valori, che  $2 + 2/9$ , corrispondente a 9, è il minimo.



7. - *Distribuzioni statistiche continue*, o meglio, *dipendenti da un carattere continuo*, in contrapposto a quelle discrete, sono quelle distribuzioni nelle quali il carattere classificatore  $x$  assume o si ritiene possa assumere qualsiasi valore compreso in un intervallo tra  $a$  e  $b$  ( $a < b$ ), finito o infinito, intervallo che generalmente si divide in  $n$  intervalli parziali consecutivi e convenienti, da  $x_0 = a$ , ad  $x_1$ , da  $x_1$  ad  $x_2$ , ..., da  $x_{i-1}$  ad  $x_i$ , ..., da  $x_{n-1}$  ad  $x_n = b$ .

In siffatte distribuzioni non si esprimono le frequenze per singoli valori di  $x$ , ma per classi di valori corrispondenti a quegli intervalli, dicendosi, per es.,

$$Y_1, Y_2, \dots, Y_i, \dots, Y_n \quad (\sum Y_i = N)$$

le frequenze assolute dei valori di  $x$  che cadono rispettivamente negli  $n$  intervalli stessi. L'espressione delle frequenze per classi può giovare a mettere in vista certe regolarità della distribuzione che altrimenti non si percepirebbero; la distribuzione può essere il risultato della enumerazione di eventi, come nascite, emigrazioni, apparizioni di meteore, urti atomici etc. che si presentano dal tempo  $x_0$  ad  $x_1$ , da  $x_1$  ad  $x_2$ , etc., assumendosi allora il tempo come carattere classificatore; essa può anche risultare dall'impossibilità di misurare esattamente l'intensità del carattere classificatore e dalla necessità di utilizzare misure approssimate che si distribuiscono in intervalli le cui ampiezze esprimono appunto il rispettivo ordine di approssimazione, come accade, per es., esprimendo l'età in anni interi, il perimetro toracico in cm., etc.

In tutti questi casi è essenziale notare che, pure essendo il carattere classificatore  $x$  per sua natura continuo, i valori di esso effettivamente osservati in una collettività sono necessariamente in numero finito, e quindi costituiscono per se stessi un insieme discreto. Il fatto, però, della continuità di  $x$  induce a non escludere la possibilità di rilevare *qualsiasi* valore compreso fra  $a = x_0$  e  $b = x_n$  — anche di quelli fin qui non osservati — se il numero delle osservazioni potrà estendersi; e allora, tendendo all'infinito tale numero è *concepibile* che il carattere classificatore assuma *tutti* i valori fra  $x_0$  e  $x_n$ . Una distribuzione statistica nella quale  $x$  assuma *tutti* i valori fra  $x_0$  e  $x_n$  costituisce, dunque, una pura astrazione, molto lontana dalla realtà osservata, astrazione la quale presenta, peraltro, una enorme utilità, poichè consente l'applicazione di quei procedimenti che sono propri del calcolo infinitesimale, mentre i loro corrispondenti nel campo discreto appaiono quasi sempre assai più complicati. E' un trapasso concettuale che si compie praticamente in fasi successive e che esige forme analitiche e grafiche di rappresentazione parallele a quelle utilizzate per distribuzioni discrete, ma distinte da queste.

Prima di tutto quello che era il diagramma (*lineare*) delle frequenze, nelle distribuzioni discrete, deve essere, di regola, sostituito (1) per le continue, da un *istogramma* delle frequenze, nel quale le frequenze  $Y_1 \dots Y_n$  ( $\sum Y_i = N$ ) corrispondenti agli intervalli da  $x_0$  a  $x_1$ , ..., da

(1) Sostituzione opportuna anche se gli intervalli parziali hanno la stessa ampiezza.

$x_{n-1}$  ad  $x_n$  vengano rappresentate da elementi *superficiali* e, nel modo *più semplice* (il che non significa nel modo *più plausibile*) da rettangoli che si appoggino su quegli intervalli e che abbiano come aree  $Y_1 \dots Y_i \dots Y_n$  e pertanto come altezze  $h_i = Y_i / (x_i - x_{i-1})$ . E' ovvio che le aree dei rettangoli sono anche proporzionali alle frequenze relative  $Y_i/N$ . La scala di quelle altezze, segnata sull'asse delle ordinate, ha una unità *arbitraria* (la cui scelta potrà essere subordinata ad esigenze di ordine pratico), ed essa non deve, naturalmente, confondersi con la scala delle frequenze del grafico cartesiano corrispondente alla forma di distribuzione *a)* del n. 4.

Una volta costituito tale istogramma, che si riferisce dunque a un complesso di  $\sum Y_i = N$  osservazioni effettivamente eseguite, ma che non lo rispecchia determinatamente, perchè con l'aggruppamento in classi parziali si è rinunciato alla conoscenza del vero modo di distribuirsi dei valori in ciascuna di esse, *si eseguisce il passaggio al continuo attraverso una certa presunzione*. E, precisamente, *si presume* che quello stesso istogramma sia atto a rappresentare le frequenze *relative* delle varie classi di valori del carattere classificatore  $x$  anche quando il numero  $N$  delle osservazioni si faccia crescere oltre ogni limite, dicendosi — di proposito — « frequenze relative » perchè quando  $\lim N \rightarrow \infty$  non ha più significato parlare di frequenze assolute.

Naturalmente bisogna notare che quel certo istogramma, anche considerato al limite come immagine di un complesso infinito di osservazioni, porta in sè la stessa indeterminazione iniziale or ora segnalata, in quanto astrae dalla conoscenza della distribuzione effettiva di  $x$  negli intervalli parziali.

Ciò che si assume essenzialmente è, dunque, soltanto questo: che le aree dei rettangoli componenti l'istogramma debbono essere proporzionali alle frequenze relative; ma se, invece di rettangoli, si fossero sulle stesse basi costruite altre figure di aree rispettivamente uguali, si sarebbe avuta una rappresentazione praticamente meno comoda, ma concettualmente equivalente, e quindi *tutte le deformazioni dell'istogramma stesso che conservano inalterate le aree delle figure che si appoggiano sui successivi intervalli parziali saranno a priori accettabili*, salvo a preferire quelle deformazioni che sembrano più ragionevoli e più conformi al presumibile andamento della serie di osservazioni che si considera.

Orbene, una possibile deformazione dell'istogramma a rettangoli, che si accorda con quella idea di continuità che attribuiamo a molti fenomeni naturali, consiste nel sostituire al profilo poligonale che lo limita « superiormente » un profilo curvilineo continuo, in modo che siano conservate le aree in ciascun intervallo fra  $x_{i-1}$  ed  $x_i$ . Che poi il tracciamento effettivo di un siffatto profilo — eseguito a mano libera o analiticamente — sia largamente soggettivo, non deve considerarsi come una imperfezione del procedimento, bensì come una circostanza connessa alla impossibilità di ricavare dalla conoscenza di un numero finito di elementi (osservazioni) quella di altri elementi costituenti un insieme infinito. Ma, insomma, la sostituzione dell'iniziale profilo a scala con una curva *continua* e a decorso semplice e non bizzarro, che soddisfi quella certa norma di compensazione delle aree nei singoli intervalli, ci dà la *persuasione*, quando la nostra esperienza sia ab-

bastanza estesa, di avvicinarci alquanto alla realtà dei fatti; e, d'altra parte, costituisce un'ipotesi che si aggiunge a quella della continuità del carattere.

8. - *Varie forme di distribuzioni continue.* - Una siffatta curva — curva di frequenza della distribuzione, o, più propriamente, curva di densità delle frequenze — è quella che di solito si assume a base di tutti gli ulteriori sviluppi, per quanto concerne le distribuzioni statistiche dipendenti da un carattere (quantitativo), anche nei casi in cui tale carattere sia per sua natura discreto, oppure quando, pure essendo continuo, si prescinda da quel passaggio all'infinito che solo può giustificare il rigoroso impiego della curva di densità delle frequenze. Si compie, dunque, una generalizzazione nell'uso di questa curva; ma l'esperienza dimostra che essa è di solito praticamente lecita, perchè non solo l'approssimazione dei risultati che se ne ottengono rientra nel margine di quelle ragionevolmente accettabili nelle indagini statistiche, ma anche per la maggiore speditezza con cui tali risultati possono conseguirsi. E, del resto, chi di noi, specialmente nel far lezione, non ha talora ceduto alla tentazione di rendere più intuitivo il suo esposto descrivendo una bella e onesta curva (di densità della frequenza), anche in riferimento a una distribuzione discreta?

Piuttosto, chi ben rifletta, resta alquanto meravigliato di vedere, pur nei più reputati trattati italiani e stranieri, metodicamente impiegate curve continue di densità della frequenza anche per distribuzioni discrete, senza che sulla legittimità dell'impiego venga fatto cenno alcuno e, in particolare, senza neppure notare che questo impiego cancella la distinzione iniziale fra numero pari e numero dispari di osservazioni e conduce, per es., alla determinazione di una sola mediana anche quando quel numero sia pari.

a') Si presuppone, comunque, in ciò che segue, la legittimità dello impiego di una funzione o curva continua di densità della frequenza (assoluta), di equazione

$$[I] \quad y = f(x)$$

in cui, peraltro, si prescinde, molto spesso, dall'effettiva conoscenza del legame analitico fra il carattere classificatore  $x$  e la densità  $y$ , rimettendosi piuttosto alla rappresentazione cartesiana della [I]. La [I] va intesa nel senso che  $f(x)dx$  rappresenti la frequenza (assoluta) dei termini in cui il

carattere è compreso fra  $x$  e  $x + dx$ , e quindi se  $x_0 \leq \bar{x} = \bar{x} \leq x_n$ ,  $\int_{x_0}^{\bar{x}} f(x) dx$  rappresenti la frequenza (assol.) dei termini fra  $\bar{x}$  e  $\bar{x}$  e, in particolare,

$$\int_{x_0}^{x_n} f(x) dx = N, \text{ frequenza totale (assol.)}$$

Ponendo, invece,

$$[I'] \quad y = \frac{f(x)}{N} = \varphi(x), \text{ il che è necessario quando si supponga di far ten-}$$



dere all'  $\infty$  il numero delle osservazioni, questa rappresenterà la curva di densità della frequenza relativa e risulterà  $\int_{x_0}^{x_n} \varphi(x) dx = 1$ . Notisi l'essenziale differenza fra questa forma di distribuzione e quella a) nel campo discreto.

b') Nelle ipotesi precedenti, e correlativamente a b) del n. 4,

$$[2] \quad P(x) = \int_{x_0}^x f(x) dx$$

è l'equazione della *curva integrale* o di *accumulazione delle frequenze* assolute da sinistra verso destra, od anche *curva di ripartizione*. La funzione

$P(x)$  è crescente da 0 a  $\int_{x_0}^{x_n} f(x) dx = N$  quando  $x$  varia da  $x_0$  a  $x_n$ . E' analogo il comportamento della

$$\int_{-\infty}^x f(x) dx. \text{ Considerazioni simili per la}$$

$$[2'] \quad p(x) = \int_{x_0}^x \varphi(x) dx,$$

equazione della *curva di accumulazione delle frequenze relative*.

Vale la pena di notare che la curva [2] — comunque siano le deformazioni (lecite) a cui è stato sottoposto l'istogramma primitivo — passa sempre per gli estremi delle ordinate  $Y_1, Y_1 + Y_2, \dots, Y_1 + Y_2 + \dots + Y_n$  condotte rispettivamente in  $x_1, x_2, \dots, x_n$ , ordinate che sono, dunque, come dei capisaldi della curva integrale delle frequenze (1).

Come si sa, la [2] consente la univoca definizione della mediana  $Me$  attraverso la  $\int_{x_0}^{Me} f(x) dx = \int_{Me}^{x_n} f(x) dx$ , per cui la frequenza accumulata fino a

$Me$  risulterà uguale a quella accumulata da  $Me$  in poi, cioè uguale a  $N/2$ , essendo indifferente considerare  $Me$  appartenente al primo intervallo come limite superiore o appartenente al secondo come lim. inferiore. Inoltre essa dà luogo alla ben nota costruzione grafica della mediana, e analogamente dei quantili di ordine qualunque; ed anzi tale possibilità induce talora a costruire immediatamente la [2], con l'uso dei capisaldi accennati, senza neppure tracciare la [1].

(1) Poichè si ritiene che il tracciamento di una curva passante per alcuni punti dati presenti un minore margine di arbitrarietà quando essa sia monotona, a paragone di una curva oscillante fra massimi e minimi relativi che non è facile determinare a priori, così le interpolazioni grafiche che prendono le mosse da curve di ripartizione per dedurne, a mezzo di derivazione, le corrispondenti curve di densità della frequenza, sembrano avere ragionevole fondamento. E ciò anche per il fatto che ai punti di inflessione della [2] corrispondono massimi o minimi relativi della [1].

c') Conservando le solite ipotesi, la

$$[3] \quad z = x \cdot f(x)$$

sarà l'equazione della *curva di densità delle quantità assolute di carattere*, nel senso che  $x f(x) dx$  denota la quantità di carattere che si raccoglie fra

$x$  e  $x + dx$  e perciò, se  $x_0 = \bar{x} = \bar{x} = x_n$ , è  $\int_{\bar{x}}^{\bar{x}} x f(x) dx$  la quantità di carattere

compresa fra  $\bar{x}$  e  $\bar{x}$  e, in particolare,  $\int_{x_0}^{x_n} x f(x) dx = T$  è la quantità totale

del carattere distribuito nella collettività.

Anche qui la tendenza all'infinito del numero delle osservazioni, imporrà la considerazione di quantità relative di carattere, e sarà:

$$\int_{x_0}^{x_n} x \varphi(x) dx = T/N = A, \text{ media aritmetica del carattere;}$$

$$\int_{x_0}^{x_n} x/A \varphi(x) dx = 1 \text{ quantità relativa totale del carattere; e}$$

$$[3'] \quad z = x \varphi(x) N/T$$

equazione della *curva di densità della quantità relativa di carattere*.

d') Infine, conservando sempre le stesse ipotesi, sarà

$$[4] \quad Q(x) = \int_{x_0}^x x f(x) dx$$

l'equazione della *curva integrale o di accumulazione della quantità assoluta di carattere* da sinistra verso destra, curva a ordinate crescenti da 0 a  $T$  quando  $x$  varia da  $x_0$  a  $x_n$  (o, più generalmente, si potrebbe dire per  $x$  variabile da  $-\infty$  a  $+\infty$ ); mentre

$$[4'] \quad q(x) = \int_{x_0}^x N/T x \varphi(x) dx$$

rappresenterà la *curva integrale o di accumulazione della quantità relativa di carattere*.

E dopo ciò la mediale  $me$ , definita in modo univoco dalla uguaglianza

$$\int_{x_0}^{me} x f(x) dx = \int_{me}^{x_n} x f(x) dx,$$

si potrà facilmente determinare conducendo per il punto di mezzo della ordinata massima della [4] la parallela all'asse delle ascisse fino a interse-

care la curva stessa: l'ascissa del piede della perpendicolare condotta da tale intersezione sull'asse  $x$  costituirà appunto il valore mediale  $mc$ . E analogamente si determinerebbero quei valori di  $x$  (tantili) aventi la proprietà di dividere l'intervallo da  $x_0$  a  $x_n$  in  $r$  intervalli parziali tali che la quantità di carattere accumulata in ciascuno di questi risultasse uguale a  $T/r$ .

e') Per le distribuzioni continue la curva di concentrazione si può definire come costituita dai punti aventi per coordinate cartesiane le espressioni (parametriche in  $x$ )  $P(x)$  (ascissa) e  $Q(x)$  (ordinata) date dalle [2] e [4]; ed essa si estende quindi fra 0 ed  $N$  nel senso delle ascisse e fra 0 e  $T$  in quello delle ordinate.

Non è il caso di ricordare le molteplici applicazioni, possibili anche se la curva, come si fa comunemente, viene descritta in base ai valori relativi delle frequenze e delle quantità di carattere accumulate, cioè prendendo come ascissa di un suo punto generico l'espressione di  $p(x)$  e come ordinata l'espressione di  $q(x)$  date sopra, di modo che la curva viene, notoriamente, ad essere inscritta in un quadrato di lato unitario.

#### 9. - Comparazione tra le varie forme di distribuzioni continue.

- |   |   |
|---|---|
| a') funzione (o curva) di densità della frequenza assoluta (e analog. relativa);      | c') curva di densità della quantità assoluta di carattere (e analog. relativa);                   |
| b') curva integrale o di accumulazione delle frequenze assolute (e analog. relative); | d') curva integrale o di accumulazione delle quantità assolute di carattere (e analog. relative); |
| e') curva di concentrazione.  |   |

Fra queste varie forme di distribuzione si potrebbero istituire comparazioni in senso orizzontale e in senso verticale analoghe a quelle eseguite nel n. 5.

Le (b') e (d') sono le curve descritte dai momenti incompleti di ordine 0 e 1, considerati come funzioni del loro limite superiore.

Le a'), b'), c'), d') sono tutte riferibili a sistemi cartesiani in cui l'asse delle ascisse è riservato alla rappresentazione di  $x$ ; però se si volessero rappresentare tutte in un piano utilizzando la stessa origine e lo stesso asse delle ascisse, bisognerebbe intendere segnate sull'asse delle ordinate 4 diverse scale e cioè una in riferimento a ciascuna delle curve stesse.

Di solito le sole curve di distribuzione esplicitamente considerate sono le a'), b'), e'), delle quali la genesi di ciascuna della precedente per mezzo d'integrazione è stata segnalata dal GINI, *Intorno alle curve di concentrazione*, « Metron » IX, 1932.

Il metodico e simultaneo inquadramento delle quattro curve a') b'), c') e d') e della curva di concentrazione e') nella quale si compendiano la b') e la d'), allo scopo di mostrarne le mutue relazioni è stato fatto dallo scrivente, forse senza precedenti, nel corso professato alla Facoltà di Eco-



nomia e Commercio di Napoli (1). Le curve  $a'$  e  $b'$  sono ivi tracciate sopra uno stesso asse delle ascisse, ma con due distinti assi delle ordinate e analogamente le  $c'$  e  $d'$ ), delle quali l'ultima è stata segnalata per il suo impiego nella determinazione dei tantili.

P. RESTA in *Scarto quadratico medio e valori potiori*, cfr. questa Rivista, (giugno 1948), ha preferito, invece, la rappresentazione grafica di queste quattro curve in uno stesso sistema cartesiano, naturalmente con la riserva sopra indicata per quanto concernè l'asse delle ordinate.

10. - *Il teorema di LAPLACE e il suo correlativo nelle distribuzioni continue*. - A differenza di quanto accade per le distribuzioni discrete, ove la mediana può non essere unica, e in caso di molteplicità il teorema di LAPLACE non costituisce una caratteristica esclusiva dei valori mediani (cfr. n. 6), per le distribuzioni continue la mediana è unica e verifica la nota condizione di minimo espressa da quel teorema, il quale, pertanto, costituisce allora una caratteristica esclusiva della medesima.

Il teorema di LAPLACE espresso da:

$$(f') \quad \int_{x_0}^{x_n} \left| x - X \right| f(x) dx = \min, \text{ per } X = Me$$

si può facilmente provare in base alla costruzione grafica della  $Me$ . E infatti, supponendo che la curva integrale delle frequenze ( $b'$ ) si stenda su  $x_0 \vdash x_n$  da  $U$  (ordin. nulla) ad  $R$  (ordin. massima) e conducendo per il punto di mezzo di questa ordinata massima la parallela all'asse delle ascisse fino ad intersecare in  $I$  la curva ( $b'$ ), l'ascissa di  $I$  sarà appunto la mediana cercata. Inoltre il lettore che si compiaccia tracciare la figura, osserverà pure che — condotta per  $I$  la perpendicolare all'asse delle ascisse, che incontrerà in  $M$  questo asse ed in  $S$  la parallela a tale asse condotta per  $R$  — l'area complessiva dei due triangoli mistilinei  $IRS$  ed  $IUM$  rappresenterà la somma degli scostamenti assoluti fra la mediana  $Me$  e i valori del carattere classificatore, moltiplicati per le rispettive frequenze e cioè rappresenterà il valore dell'integrale indicato in ( $f'$ ). Se, invece, gli scostamenti assoluti venissero misurati da un valore diverso dalla mediana  $Me$ , per es. compreso fra  $Me$  e  $x_n$ , la somma degli scostamenti sarebbe rappresentata dall'area complessiva di due nuovi triangoli mistilinei, evidentemente maggiore di quella dei triangoli primitivi, perchè ciò che si aggiungerebbe a uno di questi superebbe ciò che si toglie all'altro. Altrettanto accadrebbe misurando gli scostamenti da un valore compreso fra  $x_0$  e  $Me$ . Infine la somma degli scostamenti assoluti da un valore  $X$  crescente a destra di  $x_n$  (o anche decrescente a sinistra di  $x_0$ ) andrebbe continuamente crescendo. La ( $f'$ ) è, dunque, vera.

In quanto alla mediale  $me$ , essendo essa quel particolare valore mediano che si ha sostituendo la pseudofrequenza  $x f(x) dx$  alla frequenza  $f(x) dx$ ,

(1) L. GALVANI, *Sinossi di Statistica metodologica* (litog.), 20 fascic., a cura di S. Guidotti, Napoli, Libreria Internazionale, Treves di S. Lupi, 1945, pagg. 28-30, 42-46, 49-53, 53-55 ed oltre.

così per la mediale stessa — che per distribuzioni continue è unica — risulta senz'altro dimostrato, come correlativo del teorema di LAPLACE, il seguente

$$(g') \quad \int_{x_0}^{x_n} \left| x - X \right| x f(x) dx = \min, \text{ per } X = me \quad (1)^{-}$$

*Osservazione.* — Ben s'intende che potrebbero anche considerarsi distribuzioni statistiche discrete in alcuni intervalli e continue altrove; ma abbiamo evitato i casi « teratologici » per rimanere fra i normali, che sono poi quelli di interesse generale.

Inoltre, abbiamo, di proposito, ommesso di considerare quelle distribuzioni nelle quali, avendo espresso le frequenze non per singoli valori di  $x$

(1) Per una distribuzione continua si può dimostrare (cfr. nota al n. 6) che

$$(g'') \quad \int_{x_0}^{x_n} \left| \frac{x - X}{X} \right| f(x) dx = \min \quad \text{per } X = me$$

(minimizzazione della somma o integrale degli scostamenti relativi presi in valore assoluto, se questi si misurano dalla mediale).

Infatti l'integrale in  $(g'')$  si scinde facilmente in:

$$\underbrace{\int_{x_0}^X f(x) dx}_{(\alpha)} - \underbrace{\int_X^{x_n} f(x) dx}_{(\beta)} - \int_{x_0}^X \frac{x}{X} f(x) dx + \int_X^{x_n} \frac{x}{X} f(x) dx$$

10) Se  $X = me$  è, per definizione di mediale,  $\beta = 0$ , mentre  $\alpha \geq 0$  perchè le frequenze accumulate fino alla mediale superano quelle accumulate successivamente.

20) Se  $X \geq me$ , anzi  $X = me + \varepsilon \leq x_n$  si ha:

$$\begin{aligned} \text{parte } \beta &= - \int_{x_0}^{me + \varepsilon} \frac{x}{me + \varepsilon} f(x) dx + \int_{me + \varepsilon}^{x_n} \frac{x}{me + \varepsilon} f(x) dx = \\ &= \left\{ - \int_{x_0}^{me} \frac{x}{me + \varepsilon} f(x) dx + \int_{me}^{x_n} \frac{x}{me + \varepsilon} f(x) dx \right\} - 2 \int_{me}^{me + \varepsilon} \frac{x}{me + \varepsilon} f(x) dx = \\ &= - 2 \int_{me}^{me + \varepsilon} \frac{x}{me + \varepsilon} f(x) dx; \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{parte } \alpha &= \left\{ \int_{x_0}^{me} f(x) dx - \int_{me}^{x_n} f(x) dx \right\} + 2 \int_{me}^{me + \varepsilon} f(x) dx = \\ &= \text{valore di } (\alpha) \text{ in corrisp. alla mediale} + 2 \int_{me}^{me + \varepsilon} f(x) dx \end{aligned}$$

Dunque, passando da  $X = me$  ad  $X = me + \varepsilon$  l'integrale in  $(g'')$  ha subito l'incremento:

$$- 2 \int_{me}^{me + \varepsilon} \frac{x}{me + \varepsilon} f(x) dx + 2 \int_{me}^{me + \varepsilon} f(x) dx$$

che è evidentemente positivo perchè nell'intervallo d'integrazione, escluso il solo estremo superiore,  $x/(me + \varepsilon) < 1$ .

30) Se  $X \leq me$ , anzi  $X = me - \varepsilon \geq x_0$ , analogo risultato.

40) Per  $X$  esterno all'intervallo da  $x_0$  a  $x_n$  risultano valori crescenti dell'integrale in  $(g'')$ , sia per  $X$  crescente a destra di  $x_n$ , sia decrescente a sinistra di  $x_0$ .

ma per classi consecutive di valori, da  $x_0$  a  $x_1$ , ... da  $x_{i-1}$  a  $x_i$ , etc., non si intende operare il passaggio all'infinito del numero  $N$  dei casi od osservazioni, bensì si ammette, ipoteticamente, che gli elementi di ciascuna classe da  $x_{i-1}$  ad  $x_i$  si distribuiscano secondo una certa legge, per es. in progressione aritmetica, oppure geometrica, etc. E' una ipotesi di lavoro che si invoca frequentemente, anche restringendola eventualmente a qualche sola classe che particolarmente interessi, per es. per la determinazione di certe medie di posizione. Ma, in sostanza, si rimane ancora nell'ambito delle distribuzioni discrete, e ciò giustifica la omissione accennata.

II. - *Conclusione.* - Si sono messe in luce alcune difficoltà che sorgono quando, per una distribuzione discreta, si vogliono definire esattamente alcune medie di posizione, il cui concetto grezzo è di semplice intuizione; mentre tali difficoltà non sussistono per distribuzioni continue. Ciò dipende dalla circostanza che per queste ultime si suppone nota una certa densità della frequenza, rappresentata da una funzione continua in ciascun punto di un certo intervallo, mentre si deve prescindere da tale supposizione per una distribuzione discreta. Ad ogni modo si è indicato come superare le accennate difficoltà; ma ciò non elimina l'opportunità di tenere distinte le distribuzioni discrete da quelle continue e di definire in ciascuna di queste classi le varie forme fondamentali che le distribuzioni stesse possono assumere. E mentre, di solito, si considerano due distribuzioni inerenti alle frequenze (densità delle frequenze e frequenze accumulate) e la curva di concentrazione, si è qui proposta l'esplicita considerazione di altre due distribuzioni — in un certo modo parallele a quelle due prime — per riferirsi alle quantità di carattere (densità del carattere e quantità di carattere accumulate). L'inquadramento adottato, che sembra a prima vista meno semplice di quello tradizionale, ma che effettivamente è più chiaro e simmetrico e che si presterebbe anche a successive estensioni (attraverso la considerazione della densità della 2<sup>a</sup>, 3<sup>a</sup>, ... potenza del carattere e dei momenti incompleti di 2<sup>o</sup>, 3<sup>o</sup>, ... ordine), permette, in particolare, di evitare quelle ibride argomentazioni — tutt'altro che rare — nelle quali si fa promiscuamente uso di concetti propri delle distribuzioni continue e di quelle discrete. Così, la facilità di descrivere i diagrammi (monotoni) delle frequenze cumulative (e delle quantità di carattere cumulative) conducendoli con continuità a passare per certi capisaldi di semplice determinazione, anche quando (supponendo la distribuzione discreta) avrebbero una forma a scala, induce talora a impiegarli non soltanto per la costruzione grafica della mediana (della mediale) e più generalmente dei quantili (e dei tantili) nelle distribuzioni discrete — *ciò che può essere tollerabile e anche opportuno* —, ma ad usare pure cosiffatti diagrammi per dimostrare proprietà inerenti alle distribuzioni stesse — *il che è assolutamente illogico* —. Separando, perciò, in modo netto, le distribuzioni discrete da quelle continue, sono nella nota esposte schematicamente, in via esemplificativa, le trattazioni relative alla mediana e alla mediale, per quanto riguarda la loro definizione e le loro fondamentali proprietà.



## *Efficacia della selezione e tavole selezionate di mortalità nell'assicurazione vita*

§ 1. - *Premesse* — La composizione qualitativa della massa degli assicurati di una Compagnia di assicurazione sulla vita viene determinata dall'azione di due forze contrastanti: la prima, che scaturisce dalla « selezione », con la quale l'Impresa cerca di scartare i soggetti sanitariamente scadenti per i quali più elevato è il rischio di morte; la seconda, che deriva dall'« antiselezione », per effetto della quale cercano di infiltrarsi in assicurazione, permanendovi più facilmente e più a lungo, i soggetti che si trovano al margine dell'accettabilità al momento della visita medica o che si sono maggiormente deteriorati col trascorrere del tempo.

La selezione effettuata dall'Impresa è basata: o prevalentemente sulla visita medica, o prevalentemente sulle dichiarazioni dell'assicurato, come accade ad esempio nelle forme senza visita medica, ed in particolare per le « assicurazioni popolari » dell'Istituto Nazionale delle assicurazioni, corrispondenti, grosso modo, alle cosiddette « polizze industriali » dei paesi anglosassoni (1).

I benefici effetti sulla mortalità della selezione all'ingresso, furono segnalati, com'è noto, per la prima volta, da alcuni attuari inglesi nella prima metà del secolo scorso; ma solo nel 1878 lo SPRAGUE (2) cercò di introdurre nella pratica attuariale le *tavole selezionate*, nelle quali appunto si tien conto, oltre che dell'età dell'assicurato, anche del tempo trascorso dall'entrata in assicurazione. Generalmente queste tavole vengono costruite assumendo l'ipotesi che la selezione risulti operante al massimo entro 5 anni dall'entrata in assicurazione. Esse, come meglio vedremo in seguito, forniscono una misura abbastanza attendibile dell'influenza favorevole sulle mortalità della selezione operata all'ingresso, influenza che, come si è detto, è in parte neutralizzata dalle tendenze antiselettive degli assicurati (3).

Il simultaneo intreccio delle sopraccennate tendenze, aventi contrastanti e poco ben misurabili effetti, fornisce la spiegazione della notevole difficoltà con la quale possono essere quantitativamente studiati i fenomeni della sele-

---

(1) Com'è noto, anche la selezione fatta senza visita medica, è efficace, come dimostra l'apprezzabile abbassamento di mortalità, che per lo meno nei primissimi anni di assicurazione, si riscontra per queste forme. Cfr. in proposito P. MATSSON, *Mortality in industrial life insurance*, nel Volume: « Lifförsäkrings-Akciebolaget » DE FÖRENADE, 1933, Stokholm, pag. 117 e: F. PAGLINO, *Degli effetti della selezione sulla mortalità degli assicurati popolari dell'I.N.A. nel periodo 1931-34*, in « Atti del Congresso Nazionale delle assicurazioni popolari », 1935.

(2) T. B. SPRAGUE, *On the construction and use of select mortality tables to be employed in combination with Institute Tables*, in « Journal of Institute of Actuaries », London, 1878.

(3) Per un'analisi statistica ed economica dell'antiselezione, cfr. G. DE MEO, *Sull'antiselezione nell'assicurazione vita e su talune misure intese a ridurne gli effetti economici negativi per le Imprese*, in corso di stampa in « Assicurazioni ».

zione e dell'antiselezione. È indubitato però che fra l'azione selezionatrice della Compagnia e le tendenze antiselettive degli assicurati, la prima ha il deciso sopravvento sulle seconde, per lo meno limitatamente ai primi anni di assicurazione. Si verifica così che in generale la mortalità di un gruppo di assicurati entrati in assicurazione da poco tempo (ad es. 4-5 anni), risulta inferiore alla mortalità della popolazione complessiva di cui il gruppo fa parte; per quanto, differenze del genere, come vedremo, sono in parte anche imputabili all'appartenenza degli assicurati alle classi più elevate della popolazione, notoriamente meno falciate dalla morte.

§ 2. - *Importanza delle tavole selezionate.* — Malgrado la loro notevole importanza scientifica, le tavole selezionate non hanno trovato sinora vaste applicazioni nella pratica attuariale specialmente per la grande laboriosità dei calcoli che si richiedono per la loro costruzione e per la determinazione, in base ad esse, dei premi e delle riserve. Molti AA., pur convenendo sulla grande importanza scientifica di queste tavole, ritengono infatti che in pratica, convenga ricorrere a procedimenti semplificativi, anche a costo di pervenire a risultati solo approssimati; ed è questa anzi la ragione per la quale, quasi tutte le Compagnie, si basano, per i loro calcoli attuariali, su tavole della popolazione generale o su tavole di « aggregati », nelle quali ultime, come è noto, non si tiene alcun conto del tempo trascorso dall'entrata in assicurazione. Ma, mentre per la determinazione dei premi, non ha conseguenze di grande rilievo l'uso della tavola aggregata in luogo di quella selezionata, — per la determinazione delle riserve, al contrario, l'uso dell'una o dell'altra tavola, ha grande importanza. L'uso di tavole aggregate porta infatti quasi sempre alla determinazione di riserve che presentano scarti prevalentemente negativi rispetto a quelle ricavabili in base ad una tavola di selezione (1).

Queste considerazioni spiegano, da una parte, la grande utilità che avrebbe l'uso, nella pratica attuariale, delle tavole selezionate; e, dall'altra, le notevoli difficoltà che si incontrano appunto per tale impiego a causa della grande laboriosità dei calcoli che si richiedono per la costruzione delle tavole medesime. Si comprende perciò come siano stati compiuti alcuni tentativi intesi a rendere meno laboriosi i calcoli per la determinazione delle riserve matematiche mediante l'uso delle cosiddette « tavole compatte » (2); ovvero a rendere più spedita e semplice la costruzione delle tavole di selezione.

(1) Lo SMOLENSKY ad es. (*Sull'importanza delle tavole di selezione fra le basi tecniche dell'assicurazione sulla vita* in: « Atti dell'Istituto Naz. delle Assicurazioni », vol. VII, pag. 61) ha dimostrato che per la forma mista, le riserve pure calcolate in base alle tavole selezionate, sono sensibilmente superiori alle riserve calcolate in base alle tavole aggregate; e tale differenza risulta particolarmente forte all'inizio dell'assicurazione. « L'impiego di una tavola di aggregati — continua questo A. — significa già uno scarto sulle riserve matematiche nei primi anni di assicurazione, scarto che può essere considerato lecito quando l'ammortamento delle spese di acquisizione avviene immediatamente. Se invece si fa un ulteriore difalco per spese di acquisizione non ammortizzate, le riserve risultano necessariamente insufficienti ». Non mancano tuttavia AA. che ritengono non necessario l'uso delle tavole selezionate per il calcolo delle riserve (Cfr. ad es. F. ESSCHER, *Select tables and aggregate tables*, in Atti del X Congr. Intern. degli Attuari pag. 264; riassunto in italiano a pag. 277).

(2) P. SMOLENSKY, *Sulle tavole compatte di mortalità*, in: « Atti del II Congresso Nazionale di scienza delle assicurazioni », Trieste, 1932.

A quest'ultimo genere appartiene un tentativo compiuto dall'INSOLERA, il quale ritiene di poter pervenire alle tavole di selezione per gli assicurati dei vari paesi, partendo dalle tavole di mortalità delle rispettive popolazioni e dai cosiddetti « coefficienti di correzione selettiva » desunti una volta per tutte da determinate esperienze di mortalità degli assicurati. Il tentativo medesimo, cui il detto A. ha dedicato nello spazio di alcuni anni varie memorie ed articoli (1) e che ha riscosso anche una *condizionata* adesione da parte dello SMOLENSKY (2) poggia, come vedremo, su ipotesi troppo semplificatrici. E, sebbene nessuna compagnia, per quanto ci consti, abbia adottato o intenda adottare quali basi tecniche le tavole selezionate dedotte col metodo in questione, abbiamo tuttavia ritenuto utile, nelle pagine seguenti, di porre in guardia coloro che di tali problemi si interessano, nei confronti di un procedimento che, pur presentandosi, per la semplicità delle ipotesi iniziali, in modo apparentemente suggestivo, non aderisce sufficientemente ai concreti dati di fatto (3).

(1) F. INSOLERA, *Sulla mortalità degli assicurati in rapporto alla mortalità generale della popolazione*, in: « Atti del Congresso Internazionale per gli studi sulla popolazione », Vol. VII, Roma 1931, pag. 737; *Nuovi fondamenti alla costruzione delle tavole selezionate di mortalità*, in: « Giornale degli Economisti e Rivista di Statistica », 1931, pag. 833; *I nuovi fondamenti scientifici delle tavole di mortalità di assicurati e prime applicazioni biometriche e attuariali*, in: « Giornale di Matematica Finanziaria », 1931, pag. 165; Dichiarazioni alla seduta antimeridiana dell'8 maggio 1934 al decimo Congresso Internazionale degli attuari, in: « Atti del X Congresso Internazionale degli Attuari », Roma 1934, Vol. VI, pag. 447; *Sulla costruzione e perequazione delle tavole selezionate di mortalità*, in: « Giornale di Matematica Finanziaria », Anno XXVI, Serie III, Vol. II, n. 1-2, 1944, Gennaio-Dicembre.

(2) Lo SMOLENSKY (*Sull'importanza delle tavole di selezione ecc. cit.*) considera definitiva la forma concreta che l'INSOLERA (*Sulla mortalità degli assicurati in rapporto alla mortalità generale della popolazione, cit.*), ha dato ad idee di cui si trovano gli accenni in due comunicazioni di G. KING all'Institute of Actuaries negli anni 1921-22. Ciò non significa, come ora sostiene l'INSOLERA (*Sulla costruzione e perequazione delle tavole selezionate di mortalità, ecc. cit.* pag. 26), che lo SMOLENSKY consideri definitivi i risultati dell'INSOLERA medesimo. Ed infatti, lo SMOLENSKY, nella discussione della seduta dell'8 maggio 1934 al X Congresso Internazionale degli Attuari, dichiarò di ritenere che il metodo Insolera applicato da E. DEL VECCHIO, consistente nel derivare un'ipotetica tavola di selezione da una tavola di mortalità generale, fosse del tutto artificioso e quindi inaccettabile (Cfr. P. SMOLENSKY, Atti del X Congresso Internazionale degli Attuari, Processo verbale della seduta antimeridiana dell'8 maggio 1934, Vol. VI, pag. 483). Lo SMOLENSKY, in sostanza, riteneva che, servendosi dei coefficienti di correzione selettiva di una data esperienza, fosse possibile per una Compagnia derivare bensì le tavole selezionate da una tavola troncata, ma non già, come ora vorrebbe far credere l'INSOLERA, dalla tavola di mortalità della popolazione generale. « Questo risultato [delle ricerche dell'INSOLERA] permette — scriveva SMOLENSKY — di dedurre facilmente dalla tavola troncata le tavole selezionate degli assicurati, purchè si conoscano i valori della funzione  $z$  » (*Sull'importanza delle tavole di selezione ecc. cit.* pag. 64).

(3) Nel lavoro *Sulla costruzione e perequazione delle tavole selezionate di mortalità* già citato, l'INSOLERA, critica alcune parti di un mio lavoro (*Sulla mortalità di gruppi di assicurati vita, già cit.*) nel quale avevo sollevato delle riserve su taluni risultati cui era giunto l'INSOLERA medesimo nella citata comunicazione al Congresso Internazionale per lo Studio dei Problemi della popolazione (*Sulla mortalità degli assicurati in rapporto ecc., cit.*) Ritengo quindi doveroso chiarire agli studiosi che si interessano di tali problemi le rispettive posizioni circa le questioni controverse; e ciò allo scopo di illustrare le questioni stesse con quella oggettività che a mio avviso non dovrebbe mai abbandonare gli uomini di studio soltanto animati dal desiderio di conoscere il vero.



§ 3. - *Misura degli effetti della selezione in rapporto all'antidurata ed all'età.* — Per una certa età  $x$ , detto  $q_x$  il quoziente di mortalità della tavola troncata, relativa cioè ai soli assicurati selezionati da oltre  $t$  anni nei quali gli effetti della selezione possono considerarsi ormai svaniti, e  $q_{[x-t]+t}$  il quoziente di mortalità per assicurati della medesima età selezionati non oltre  $t$  anni prima, il valore:

$$\Delta_{x,t} = q_x - q_{[x-t]+t} \quad [1]$$

cioè la differenza fra il quoziente « ultimate » e il quoziente dei contratti di antedurata  $t$ , costituisce una misura del guadagno di mortalità che si consegue con la selezione. Ma poichè all'ingresso in assicurazione, simultaneamente alla selezione operata dall'Impresa, agisce la tendenza antiselettiva degli assicurandi, la differenza [1] fornisce una misura degli effetti della selezione, depurata degli effetti della tendenza antiselettiva all'ingresso. Si ritiene generalmente che gli effetti della selezione scompaiano del tutto entro 3-5 anni; e perciò, generalmente, nelle precedenti espressioni, a seconda delle varie esperienze,  $t = 3$  oppure  $t = 5$ .

Se invece di operare su quozienti annuali di mortalità, si opera sui corrispondenti tassi istantanei  $\mu_x$  e  $\mu_{[x-t]+t}$ , si avrà analogamente:

$$\Delta'_{x,t} = \mu_x - \mu_{[x-t]+t} \quad [2']$$

che rappresenta la differenza tra il tasso istantaneo di mortalità della tavola troncata ( $t \geq 5$ ) ed il tasso istantaneo dei contratti con antidurata 0, 1, 2, 3 o 4 anni.

TABELLA I

## TASSI ISTANTANEI DI MORTALITÀ PER L'ESPERIENZA SVEDESE 1928

Valori di  $\mu_{[x-t]+t}$ 

ETÀ	Antidurata $t$					$\mu_x$
	0	1	2	3	4	5
20 . . . . .	0,00247	0,00313	0,00364	0,00401	0,00423	0,00431
30 . . . . .	286	366	428	474	500	508
40 . . . . .	384	500	591	655	693	706
50 . . . . .	632	868	996	1109	1177	1200
60 . . . . .	1253	1680	2014	2252	2394	2441

Al fine di render più chiara l'esposizione che segue, nella Tabella I riportiamo dall'esperienza svedese del 1928 (1) i tassi istantanei di mortalità per le antidurate  $t = 0, 1, 2, 3$  e 4, che possono considerarsi appunto

(1) Reinh. PALMGVIST, *The new technical basis of the Swedish Life Insurance Companies*, in: « Skandinawisk Aktuarietskrift, 1929, Häft 1-2.

tutti influenzati dalla selezione. Nell'ultima colonna della Tabella, riportiamo i tassi della tavola troncata, vale a dire i tassi per  $t \geq 5$ , giacchè anche per questa esperienza si considera trascurabile l'effetto della selezione, dopo trascorsi 5 anni dall'ingresso.

Una prima idea dell'efficacia della selezione in rapporto all'età ed all'antidurata, può essere fornita dalla differenza  $\Delta'_{x,t} = \mu_x - \mu_{[x-t]} + t$  fra il quoziente « ultimate » dell'ultima colonna ed il quoziente relativo all'antidurata  $t$  ( $t = 0, 1, 2, 3, 4$ ), che riportiamo moltiplicate per 10.000 nella seguente Tabella II:

TABELLA II

VALORI PER L'ESPERIENZA SVEDESE 1928 DELLE DIFFERENZE  $\Delta'_{x,t}$ 

E T À	A n t i d u r a t a t				
	0	1	2	3	4
20 . . . . .	184	118	67	30	8
30 . . . . .	223	143	81	35	9
40 . . . . .	322	206	115	51	13
50 . . . . .	568	332	204	91	23
60 . . . . .	1188	761	427	189	47

Da questa Tabella, conformemente alle previsioni, si desume anzitutto che, nell'ambito d'ogni singola età, l'abbassamento di mortalità prodotto dalla selezione, va rapidamente riducendosi, per scomparire quasi del tutto già al 4° anno di antedurata. Ciò, come si è detto, è dovuto anzitutto al fatto che essendo esclusi dalla massa dei rischi di recente assunti, i soggetti malati, la mortalità risulta al principio necessariamente bassa, mentre col passare degli anni, i soggetti che nel frattempo si ammalano e muoiono, determinano l'aumento del quoziente di mortalità. In secondo luogo, col trascorrere del tempo, la più frequente permanenza in assicurazione dei soggetti scadenti, contribuisce anch'essa ad elevare la mortalità.

Dalla Tabella II si rileva ancora che, nell'ambito di ciascuna antidurata, la differenza  $\Delta'_{x,t}$  cresce rapidamente e regolarmente col crescere dell'età; tanto che per tutte le antedurate all'età di 60 anni, la differenza stessa — o « variazione di mortalità » come la chiama l'INSOLERA (1) — è pari a circa 6 volte la corrispondente differenza per l'età 20. Lo stesso A., che per lo studio dell'influenza dell'età sulla selezione preferisce servirsi appunto dell'indice  $\Delta'_{x,t}$  (2) dovrebbe dedurre da questa circostanza che l'efficacia

(1) F. INSOLERA, *Sulla mortalità degli assicurati in rapporto alla mortalità generale della popolazione*, cit. pag. 747 e segg. Prospetti V e VI; *Sulla costruzione e perequazione delle tavole selezionate di mortalità*, cit. pag. 32.

(2) F. INSOLERA, *Sulla costruzione e perequazione ecc.*, cit., pag. 34.

della selezione cresce molto rapidamente col crescere dell'età e che essa riesce circa 6 volte più efficace per l'età 60 che per l'età 20. Ma siffatta deduzione appare paradossale sol che si consideri che la visita medica, sostanzialmente la stessa alle diverse età, non può produrre risultati così diversi per gli assicurati delle varie età. Gli è che le differenze  $\Delta'_{xt}$  non tengono affatto conto del diverso livello raggiunto dal quoziente di mortalità  $\mu_x$  alle varie età, e perciò non tengono neanche conto della differente velocità con la quale crescono i quozienti stessi nelle età giovanili e nelle età via via più avanzate (cfr. più innanzi § 4): per modo che il rapidissimo aumento delle differenze  $\Delta'_{xt}$  deve imputarsi in parte alle variazioni relative della probabilità di morte lungo la scala delle età, ed in parte soltanto ad una vera e propria diversa efficacia della selezione alle varie età.

Non si può agevolmente discriminare quanta parte della « variazione di mortalità » per le singole età di una certa antidurata sia da imputarsi alla prima o alla seconda delle due cause anzidette. Ma intanto, considerando le [1], per tener conto del diverso livello raggiunto dal  $q_x$  « ultimate » per le varie età, per tener conto, in altri termini, dell'importanza *relativa* delle differenze  $\Delta_{xt}$  sorge spontanea l'idea di calcolare il rapporto:

$$\frac{\Delta_{xt}}{q_x} = \frac{q_x - q_{[x-t]+t}}{q_x} = 1 - \frac{q_{[x-t]+t}}{q_x} = s_{xt} \quad [3]$$

che può essere assunto come un « indice di selezione » variabile tra 0 ed 1 e che aumenta quando aumenta l'efficacia della selezione e viceversa. Questo indice risulterebbe infatti eguale a 0 nell'ipotesi che la selezione non riuscisse ad abbassare neanche di poco il quoziente dell'età  $x$  (in tal caso si avrebbe  $q_{[x-t]+t} = q_x$ ) mentre il suo valore risulterà tanto più vicino ad 1 per quanto maggiore sarà la differenza  $\Delta_{xt}$  tra il tasso di mortalità dei contratti recentemente selezionati ed il tasso di mortalità della tavola troncata. Se ad esempio, per un certo gruppo di contratti con antidurata  $\leq 5$  anni, la selezione medica è stata efficace, la differenza  $\Delta_{xt}$  rappresenterà una percentuale piuttosto forte del corrispondente quoziente  $q_x$  e quindi elevato risulterà  $s_{xt}$ ; mentre il contrario accadrà se la selezione non è riuscita ad abbassare sufficientemente il quoziente di mortalità.

Nel nostro lavoro sopra citato (1), abbiamo fra l'altro cercato di studiare gli effetti della selezione servendoci appunto dell'indice  $s_{xt}$ . Ma la preferenza per esso non è soltanto nostra (2) in quanto, fin dal 1934, J. S. THOMPSON — che presiedette la seduta dell'8 maggio 1934 del X Congresso Internazionale degli Attuari dedicata alle tavole selezionate ed aggregate di mor-

(1) G. DE MEO, *Sulla mortalità di gruppi di assicurati sulla vita*, cit., pag. 121.

(2) Cfr. F. INSOLERA, *Sulla costruzione e perequazione ecc.* cit., pag. 32, scrive infatti in proposito: « Checchè ne sia di ciò, G. DE MEO, per lo studio degli effetti della selezione, accorda le sue preferenze all'indice  $s_{xt}$  », ma non cita gli altri AA. che pure parecchi anni prima di noi fecero uso dello stesso indice (Cfr. note 2-4 a pag. seguente). Da ciò il lettore potrebbe essere indotto a ritenere che quella preferenza sia tutta nostra particolare e non già, com'è in realtà, di molti degli AA. che si occuparono di questo problema.



talità, e nella quale anche l'INSOLERA prese la parola (1) — in un suo pregevole lavoro (2) propose appunto di far ricorso all'indice  $s_x$  che egli chiamò «coefficiente di selezione». Successivamente, il PAGLINO utilizzò lo stesso indice per studiare l'influenza della selezione sugli assicurati popolari (3). Ma già in precedenza, nel 1922, il PALMQVIST (4) chiamando  $q_x^{(d)}$  la probabilità di morte per una certa causa (d) di un soggetto di età  $x$ , quale misura degli effetti della selezione sulla mortalità, assumeva il rapporto  $q_{[x-t]+t}^{(d)} : q_x^{(d)}$ ; rapporto che egli determinava con un suo particolare metodo richiedente non già la conoscenza degli anzidetti quozienti di mortalità per cause, ma soltanto le distribuzioni dei decessi per le varie cause classificati per età alla morte ed antedurata (5). Ed infine, il MATSSON (6), partendo dai tassi annuali  $q_x$  e dai tassi centrali  $m_x$  faceva ricorso ai «selection quotients»:

$$q_{[x-t]+t} : q_x \quad ; \quad m_{[x-t]+t} : m_x$$

cioè ai quozienti tra il tasso di mortalità nel periodo in cui ha ancora efficacia la selezione e il corrispondente tasso della tavola troncata.

§ 4. - *Misure della mortalità e misure dell'efficacia della selezione.* — Come abbiamo or ora ricordato, per mettere a raffronto i quozienti di mortalità  $q_{[x-t]+t}$  con quelli della tavola troncata  $q_x$ , l'INSOLERA preferisce la differenza:

$$\Delta_{xt} = q_x - q_{[x-t]+t}$$

al rapporto:

$$s_{xt} = \frac{q_x - q_{[x-t]+t}}{q_x}$$

usato da vari AA. e da noi stessi (7).

In generale, dati due quozienti  $q_x$  e  $q_{x+1}$  l'INSOLERA ritiene che il paragone fatto mediante la differenza  $q_x - q_{x+1}$  fornisca già una misura relativa della mortalità. «Tuttavia — egli aggiunge — non è nuovo il caso, e DE MEO ce ne fornisce un esempio, di vedere considerata quella differenza

(1) Cfr. «Atti del X Congresso Internazionale degli Attuari», Roma, Istituto Poligrafico dello Stato, pag. 447.

(2) J. S. THOMPSON, *Select and ultimate mortality*, in «Atti del X Congresso Internazionale degli Attuari», cit., Vol. II, pag. 252.

(3) F. PAGLINO, *Degli effetti della selezione sulla mortalità degli assicurati popolari*, cit. pag. 6 dell'estratto.

(4) R. PALMQVIST, *Some remarks in the effect of selection upon mortality with regard to different causes of death* in: «Skandinavisk Aktuarietidskrift», 1922, Häft 2, pag. 115.

(5) Per un'illustrazione dei vari metodi — ivi compreso quello del PALMQVIST — adatti alla misura dell'efficacia della selezione in rapporto alle varie cause di morte, si veda il nostro lavoro: *Effetti della selezione sulla mortalità per cause di un gruppo di assicurati sulla vita*, in: «Assicurazioni», Anno IX, Nov.-Dic., n. 6, 1942, nel quale viene altresì eseguita una ampia indagine sull'argomento basata su materiale italiano inedito.

(6) P. MATSSON, *Mortality in industrial life insurance*, cit. pagg. 102 segg.

(7) Cfr. le precedenti note 2, 3 e 4.

come misura assoluta [intendo: di mortalità] e di trovare assunto a misura relativa [intendo anche: di mortalità] il rapporto  $(q_{x+1} - q_x) : q_{x+1}$  ovvero  $(q_{x+1} - q_x) : q_x$  » (1). E più oltre: « Chi voglia preferire per la misura delle variazioni di mortalità » questo indice a quella differenza « non dovrebbe sentirsi autorizzato ad opposte interpretazioni del fenomeno se l'andamento, dirò così, aritmetico dell'indice, al variare della  $x$  si dovesse appalesare opposto a quello della differenza » (2).

Ora, a noi sembra che l'INSOLERA sia qui caduto in un evidente equivoco. Ed invero una *misura relativa della mortalità* può essere data solo dal quoziente  $q_x$  mentre l'indice  $(q_{x+1} - q_x) : q_x$  rappresenta soltanto il *rapporto percentuale di variazione della probabilità di morte dall'età  $x$  all'età  $x+1$* , il che, come si comprende, è cosa profondamente diversa. Del resto, che l'INSOLERA sia in errore quando considera il rapporto  $(q_x - q_{x+1}) : q_x$  come una *misura relativa della mortalità* anzicchè come una *misura della variazione percentuale delle probabilità di morte*, appare manifesto dalla tabellina da lui stesso riportata a pag. 31 del suo lavoro (3) che vale la pena di riprodurre integralmente. L'INSOLERA, dunque, dalla tavola di mortalità della popolazione italiana maschile del 1931, ricava i seguenti valori:

$x$	1000 $q_x$ (1)	1000 $(q_{x+10} - q_x)$ (2)	$(q_{x+10} - q_x) : q_x$ (3)	$(q_{x+10} - q_x) : q_{70}$ (4)
70	53			
80	138	85	1,60	1,60
90	290	152	1,10	2,87
100	465	175	0,60	3,30

ai quali fa seguire questo commento: « L'andamento crescente dei dati della colonna 2 autorizza a giudicare crescente l'incremento della mortalità, o, con linguaggio tolto alla meccanica, crescente la velocità di morte. Chi invece preferisca riferirsi ai dati della col. 3, dal loro andamento decrescente dovrà inferire un apprezzamento non discorde dal precedente: dirà per es. che la *resistenza organica dei viventi alle forze deterioratrici del tempo si affievolisce col crescere dell'età da 70 a 100 anni* ».

Orbene, nessuno pone naturalmente in dubbio che da 70 a 100 anni va ovviamente affievolendosi la resistenza organica delle forze deterioratrici del tempo. Ma è errato ritenere che questo fatto debba desumersi dai dati della col. 3; i quali, al contrario, possono soltanto testimoniare che dall'età 70 all'età 100 va effievolendosi l'*incremento relativo* del quoziente di mortalità: ossia, fra quelle età, diminuisce la *velocità* con la quale crescono i quozienti di mortalità da un'età alla successiva. In altri termini: dal progressivo aumento dei quozienti  $q_x$  (col. 1), si desume l'affievolimento della *resistenza organica* da 70 a 100 anni; dal progressivo aumento dei dati della

(1) F. INSOLERA, *Sulla costruzione e perequazione ecc.*, cit. pag. 29.

(2) F. INSOLERA, *op. cit.*, pag. 30.

(3) F. INSOLERA, *Sulla costruzione e perequazione ecc.*, cit.

col. 2 si desume che va aumentando l'incremento assoluto dei quozienti  $q_x$ ; ed infine, dalla progressiva diminuzione dei rapporti della col. 3, si deve desumere che vanno decrescendo gli incrementi relativi dei quozienti medesimi, il che vuol dire che la curva dei quozienti di mortalità cresce sempre meno rapidamente.

Per meglio intendere, del resto, il significato dei valori della col. 3 del prospetto di cui sopra, riportiamo qui sotto, per la tavola italiana M 1930-32 e per le età 0, 5, 10 . . . 105 anni, i quozienti  $q_x$  nonchè i valori:

$$i_x = q_{x+5} - q_x \quad \text{e} \quad I_x = \frac{q_{x+5} - q_x}{q_x}$$

(moltiplicati per 100) già da noi precedentemente calcolati (1) e corrispondenti rispettivamente alle colonne 2 e 3 del precedente prospetto dell'INSOLERA.

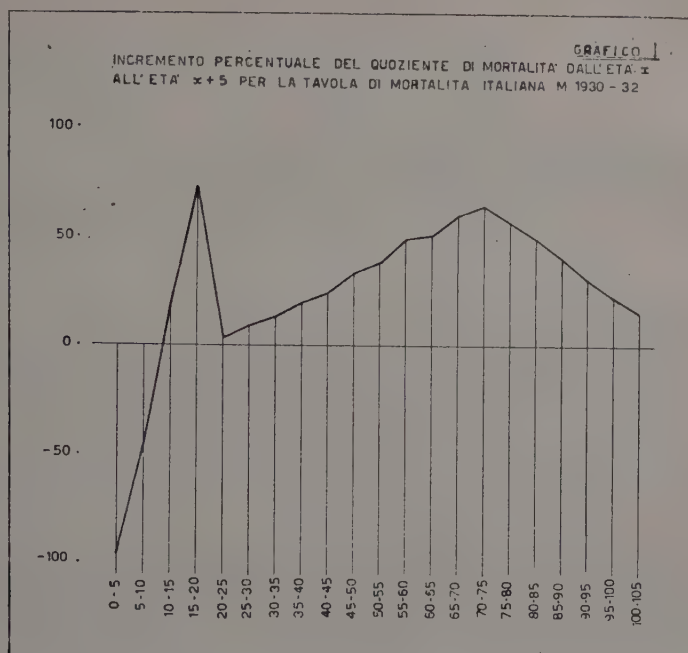
$x$	1000 $q_x$	$i_x = q_{x+5} - q_x$	$I_x = (q_{x+5} - q_x) / q_x$
0	115.32		
5	3.65	- 111.76	- 96,9
10	1.99	- 1.66	- 45.5
15	2.38	0.39	19.6
20	4.14	1.76	73,9
25	4.27	0.13	3.1
30	4.66	0.39	9.1
35	5.30	0.64	13.7
40	6.36	1.06	20.0
45	7.94	1.58	24.8
50	10.63	2.69	33,9
55	14.68	4.05	38.1
60	21.92	7.24	49.3
65	33.19	11.27	51.4
70	53.23	20.04	60.4
75	87.79	34.56	64.9
80	137.99	50.20	57.1
85	206.64	68.65	49.7
90	290.32	83.68	40.5
95	379.88	89.56	30.8
100	464.80	84.92	22.4
105	538.50	73.73	15.9

Come si vede ancor meglio dal corrispondente grafico I fra 0-10 anni l'incremento percentuale  $I_x$  risulta negativo a causa della rapidissima diminuzione dei quozienti di mortalità, che cadono da oltre il 100‰ a 0 anni a poco meno del 2‰ intorno ai 10 anni. Fra 10 e 20 anni la curva dei  $q_x$ , da decrescente diviene crescente: ed ecco che l'incremento percentuale risulta positivo per raggiungere fra i 15 e i 20 anni l'elevato valore di 73,9 a causa del subitaneo innalzarsi da 2,38 a 4,14 del quoziente di mortalità, presu-

(1) Cfr. G. DE MEO, *Sulla mortalità ecc.*, cit., pag. 118 e segg.



mibilmente in dipendenza dell'eliminazione dei soggetti meno resistenti subito dopo l'entrata nella vita di lavoro (1).



Fra 20 e 25 anni l'incremento del quoziente di mortalità è di circa il 3%; ma dopo tali età il valore di  $I_x$  va crescendo quasi linearmente fino a toccare il massimo di 64,9 sui 75 anni; segno evidente che in questo intervallo i quozienti aumentano con velocità crescente da un'età alla successiva. Dopo i 75 anni invece, la curva  $I_x$  cambia bruscamente di andamento divenendo decrescente: ciò significa che i quozienti di mortalità crescono — in senso relativo — sempre meno rapidamente, e si giunge così alle età molto avanzate nelle quali, per quanto elevatissimi siano i quozienti di mortalità ed i corrispondenti incrementi assoluti, modesti risultano invece gli incrementi relativi. Così ad esempio, fra 80 ed 85 anni ( $I_x = 49,7$ ), la mortalità cresce, in senso relativo, approssimativamente quanto fra 55 e 60 anni ( $I_x = 49,3$ ).

Orbene, è fin troppo evidente che l'andamento del rapporto  $I_x$ , sostanzialmente coincidente col nostro indice di selezione, e coi valori  $s_{x,t}$  della col. 3 del prospetto INSOLERA, non si presta affatto alle equivoche e contraddittorie interpretazioni che l'INSOLERA stesso paventa. E per convincersene,

(1) N. FEDERICI, *Sul rialzo della mortalità maschile nel quinquennio d'età 20-25 anni*, Pubblicazione dell'Istituto di Statistica dell'Università di Roma, Roma, 1940.

basta fare una semplicissima considerazione. Come si è visto, l'INSOLERA, dalla *decrescenza* dei valori  $I_x$  (col. 3 del suo Prospetto da noi sopra riprodotto) deduceva che la resistenza organica dei viventi alle forze deterioratrici del tempo si affievolisce col crescere dell'età da 70 a 100 anni. Al cospetto dell'andamento *crescente* dei medesimi valori  $I_x$  calcolati anche per gli anni compresi fra i 20 ed i 75 anni, egli, seguendo lo stesso ragionamento, sarebbe stato costretto di dedurre che la resistenza organica dei viventi alle forze deterioratrici del tempo, va... *aumentando* col crescere dell'età da 20 a 75 anni!... Come si vede, l'equivoco non risiede nella natura del rapporto, sibbene nella interpretazione che di esso ha dato il nostro A.

§ 5. - *Gli effetti della selezione in rapporto all'età.* — Come si è visto, l'efficacia della selezione può essere misurata per le varie età all'ingresso e le singole antedurate grazie all'indice di selezione  $s_{x,t}$ . Tuttavia, afferma l'INSOLERA, « mentre le differenze  $\Delta'_{x,t} = \mu_x - \mu_{[x-t]+t}$  che noi abbiamo chiamate variazioni di mortalità, dipendono dall'età  $x$ , l'indice di DE MEO ( $s_{x,t}$ ) non vi dipende » (1). Con queste parole il detto A. sembra dunque volere esplicitamente affermare la pratica indipendenza dell'indice di selezione  $s_{x,t}$  dall'età  $x$ . E per provare siffatta affermazione, dopo aver addotta una cosiddetta « prova sperimentale », trova anche una « conferma teorica » (2). Non vale la pena di soffermarsi su codesta dichiarata conferma teorica, giacchè lo stesso INSOLERA, affermando inoltre (3) che, sia pure *solo in teoria*, l'indice  $s_{x,t}$  è funzione di  $x$  e  $t$ , cade evidentemente in contraddizione con sè stesso.

Occupiamoci piuttosto della cosiddetta prova sperimentale.

Per cercare di dare questa prova, l'I. ricorre ai nostri stessi dati della Tabella 13 di pag. 126 del nostro lavoro (4), ma cerca di piegarli artificiosamente alla sua tesi. Ed invero, egli riporta solo i dati dell'esperienza svedese, per la quale, come ora vedremo, le variazioni dell'indice di selezione con l'età, sono meno considerevoli di quelle che si registrano per es. per l'esperienza inglese 1924-29 (5), pur essa riprodotta nella nostra citata tabella. Inoltre, trascurando i millesimi, definiti un « inutile ingombro », l'INSOLERA ritiene che si potrebbe « utilmente » considerare (evidentemente solo a sostegno della sua tesi) l'indice  $s_{x,t}$  indipendente dall'età. Egli, infine, trascura di considerare (6) l'età 60 che è invece contenuta nella nostra tabella, *per la quale età si registra un ulteriore aumento dell'indice di selezione per tutte le antedurate delle esperienze inglese e svedese.*

Il risultato di siffatti artifici è che le variazioni dell'indice di selezione con l'età, appaiono più piccole di quelle effettive. In realtà, però, i valori

(1) F. INSOLERA, *Sulla costruzione e perequazione* ecc. cit., pag. 34.

(2) F. INSOLERA, *Sulla costruzione* ecc. cit., § 3 e specialmente alle pag. 33-34; nonché § 4, pagg. 35-36.

(3) F. INSOLERA, *op. cit.*, pag. 34.

(4) G. DE MEO, *Sulla mortalità di gruppi di assicurati sulla vita*, cit.

(5) Cfr. più innanzi lavoro cit. alla nota 5 a pag. seg.

(6) F. INSOLERA, *Sulla costruzione e perequazione* ecc., cit. prospetto II a pag. 33 dell'estratto.

$s_{x,t}$  riportati nella tabella in questione (salvo una sola eccezione) *crescono* per tutte le antidurate col crescere dell'età, più di quanto INSOLERA vorrebbe fare apparire. Così ad esempio, da 20 a 60 anni si ha un aumento massimo nell'indice di selezione del 14% per l'esperienza svedese (antidurata 0) e del 37% per l'esperienza inglese 1924-29 (antidurata 1-2). Ma non basta: giacchè non è affatto detto che, come asserisce INSOLERA, ciò che può dirsi per una esperienza, sussiste, *mutatis mutandis* per le altre; chè, anzi, come or ora si vedrà, per altre esperienze ancora, si registrano aumenti di gran lunga più cospicui.

Della notevole variazione dell'indice di selezione col variare dell'età all'ingresso, si ha infatti ampia conferma nell'andamento degli indici raccolti nella Tabella III a pag. 364, da noi calcolati sui dati delle seguenti 8 esperienze, relative tutte ad assicurazioni in caso di morte con visita medica:

- 1) Esperienza di 16 Compagnie svedesi - Periodo 1895-1917 (1);
- 2) Esperienza di 17 Compagnie svedesi - Periodo 1895-1906 (2);
- 3) Esperienza della Compagnia svedese «Thule» - Periodo 1907-1921 (3);
- 4) Esperienza svedese 1928 (4);
- 5) Esperienza Americana-Canadese - Periodo 1900-1915 - Maschi americani (A M) (5);
- 6) Esperienza Americana-Canadese (1905-1915) - Maschi canadesi (C M) (6);
- 7) Esperienza Compagnie Norvegesi (1925-35) (7);
- 8) Esperienza inglese (1924-29) (8).

Come si vede dalla citata Tabella, ed ancor meglio dai corrispondenti Grafici II-a, II-b e II-c, nei quali sono rappresentati i numeri indici che si ottengono ponendo uguale a 100 l'indice di selezione per l'età iniziale con-

(1) Cfr. il citato volume «Liförsäkrings-Aktiebolaget» DE FÖRENADE, 1933, parte I, *Mortality in industrial life insurance*, by P. MATSSON, Tav. T 39 a pag. 106. I valori  $q_{[x-t]+2} \cdot q_x$  contenuti nella citata tavola sono calcolati secondo il metodo proposto dal PALMOVIST per lo studio dell'efficacia della selezione in rapporto alle varie cause di morte (Cfr. nota 4 a pag. 358).

(2) Cfr. il vol. citato alla nota precedente, Tab. T 36 a pag. 103. In questa tabella vengono considerati i tassi centrali di mortalità.

(3) Cfr. lo stesso vol. citato alla nota prec., Tab. T 38 a pag. 104.

(4) REINH. PALMOVIST, *The new technical basis of the Swedish Life Insurance Companies*, in «Skandinavisk Aktuarietidskrift», 1929, Häft 1-2, pag. 43 e Tab. V a pag. 61 nella quale ultima sono riportati i tassi istantanei di mortalità.

(5) THE ACTUARIAL SOCIETY OF AMERICA, & THE AMERICAN INSTITUTE OF ACTUARIES, *American-Canadian mortality investigation based on the experience of Life Insurance Companies of the United States and Canada during the years 1900 to 1915 inclusive*, Tab. a pag. 25-26.

(6) *Op. cit.* a nota precedente, Tabella a pag. 38-39.

(7) J. THURMANN-MOE, *The mortality among norwegian Assured Lives 1925-35*, in: «Skandinavisk Aktuarietidskrift», 1941, Häft 34, pag. 159, Tab. III a pag. 166 contenente tassi annuali grezzi di mortalità per i primi 5 anni di assicurazione.

(8) THE INSTITUTE OF ACTUARIES AND THE FACULTY OF ACTUARIES IN SCOTLAND, *Continuous investigations into the mortality of assured lives, Monetary Tables A 1924-29*, Vol. I, Cambridge, 1934, Tavola a pag. XXXVIII e XXXIX.



TABELLA III

## VALORI DEGLI INDICI PERCENTUALI DI SELEZIONE

$$100 J_{x,t} = 100 - \frac{q[x-t] + t}{q_x} \quad 100 \text{ PER DIVERSE ESPERIENZE}$$

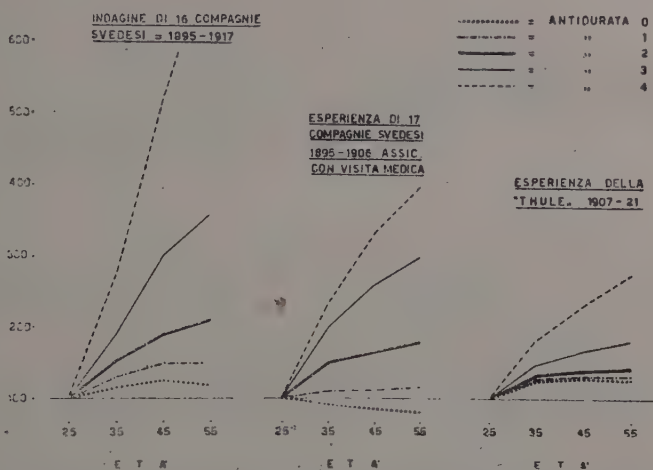
E T A raggiunta	Esperienza delle 16 Compagnie Svedesi Periodo 1895 - 1917					Esperienza di 17 Comp. Svedesi 1895 - 1906 Assicur. con vis. med. Complesso del materiale					Esper. Comp. Ass. Vita «Thule» 1907-21 (Escl. 1/7/1918- -30/9/1919)				
	t					t					t				
	0	1	2	3	4	0	1	2	3	4	0	1	2	3	4
25 . . . . .	52	35	21	10	4	64	38	20	10	6	39	36	30	21	12
35 . . . . .	61	46	32	19	11	59	42	30	20	14	50	46	40	31	22
45 . . . . .	65	52	40	30	21	55	43	33	26	20	50	47	42	35	28
55 . . . . .	62	52	44	36	29	52	44	36	30	24	49	47	43	38	33
	Numeri Indici					Numeri Indici					Numeri Indici				
25 . . . . .	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100
35 . . . . .	117	131	152	190	275	92	111	150	200	233	128	128	133	148	183
45 . . . . .	125	149	190	300	525	86	113	165	260	333	128	131	140	167	233
55 . . . . .	119	149	210	360	725	81	116	180	300	400	126	131	143	181	275

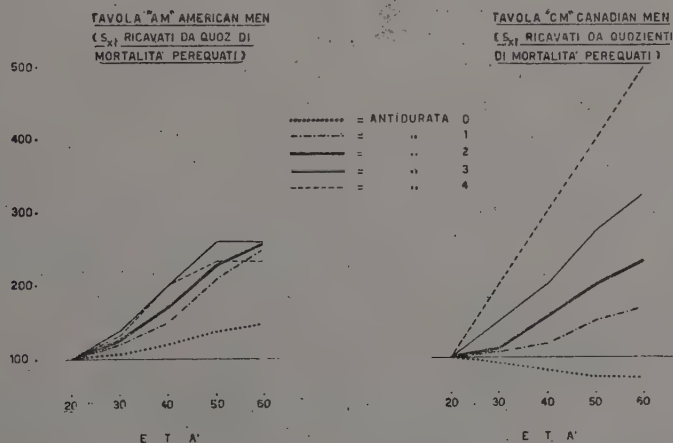
E T A raggiunta	Esperienza svedese 1928 Complesso delle ass. vita					Esperienza Americana Canadese 1900 - 1915 A M (uomini americani)					Esperienza Americana Canadese CM (uomini canad.)					Esperienza inglese 1924 - 29		
	t					t					t					t		
	0	1	2	3	4	0	1	2	3	4	0	1	2	3	4	0	1	2
20 . . . . .	43	27	16	7	2	30	10	7	5	3	43	16	9	4	1	31.9	15.7	6.4
30 . . . . .	44	28	16	7	2	32	12	9	7	4	40	17	10	6	2	32.8	16.2	6.2
40 . . . . .	46	29	16	7	2	36	15	12	10	6	35	19	14	8	3	37.1	18.6	7.5
50 . . . . .	47	30	17	8	2	41	21	16	13	7	32	24	18	11	4	40.4	20.0	8.0
60 . . . . .	49	31	18	8	2	44	25	18	13	7	31	27	21	13	5	43.5	21.7	8.7
70 . . . . .	49	32	18	8	2	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	46.6	23.3	9.3
80 . . . . .	50	32	19	8	2	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	49.5	24.8	9.9
	Numeri Indici					Numeri Indici					Numeri Indici					Numeri Indici		
20 . . . . .	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100
30 . . . . .	103	103	103	99	95	107	120	129	140	133	93	106	111	150	200	103	103	97
40 . . . . .	107	107	105	103	95	120	150	171	200	200	81	119	156	200	300	116	118	117
50 . . . . .	111	110	110	109	100	137	210	229	260	233	74	150	200	275	400	127	127	125
60 . . . . .	114	114	113	110	100	147	250	257	260	233	72	169	233	325	500	136	138	136
70 . . . . .	116	115	115	113	105	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	146	148	145
80 . . . . .	117	116	116	114	105	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	155	158	155

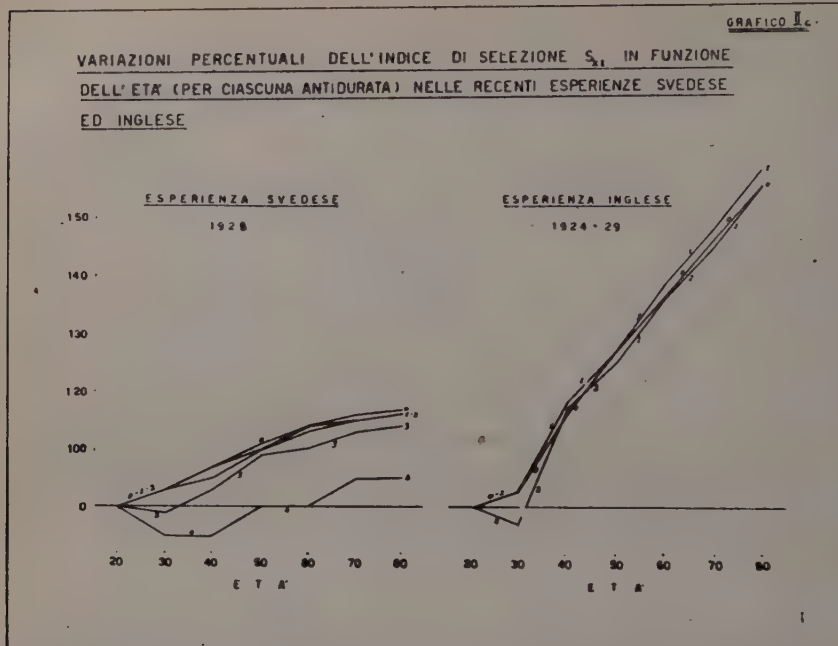
GRAFICO II<sub>a</sub>

VARIAZIONI PERCENTUALI DELL'INDICE DI SELEZIONE  $S_{xt}$  IN FUNZIONE DELL'ETA' (PER CIASCUNA ANTIDURATA) IN TALUNE ESPERIENZE SVEDESI

GRAFICO II<sub>b</sub>

VARIAZIONI PERCENTUALI DELL'INDICE DI SELEZIONE  $S_{xt}$  IN FUNZIONE DELL'ETA' (PER CIASCUNA ANTIDURATA) NELL'ESPERIENZA AMERICANA-CANADESE 1900-1915





siderata, si verifica che, salvo rare eccezioni di trascurabile entità, l'indice di selezione per ciascuna antidurata va regolarmente crescendo col crescere dell'età. In particolare, si può osservare:

a) l'aumento percentuale degli indici di selezione con l'aumento dell'età, è in generale molto forte per l'esperienza delle 16 Compagnie svedesi (1895-1917), per quella delle 17 Compagnie svedesi (1895-1906) e per l'esperienza americana-canadese relativa agli assicurati maschi canadesi. Per queste esperienze, l'indice di selezione raggiunge perfino aumenti del 625% passando dall'età 25 all'età 55. Si nota poi che, in generale, col progredire dell'età, l'aumento è tanto maggiore per quanto maggiore è l'antidurata. Per l'esperienza svedese, tuttavia, il maggiore aumento di  $S_{x,t}$  si registra per l'antidurata 0 ed il minore per l'antidurata 4;

b) progressivo e regolare aumento dell'indice di selezione con l'età, si registra pure per le spezzate riferentisi all'esperienza della « Thule » ed a quella Americana-Canadese relativa agli assicurati americani maschi. Ma per questa esperienza, gli aumenti sono meno cospicui, raggiungendo il massimo del 160-175%;

c) per le esperienze inglese 1924-29 e svedese 1928, l'indice di selezione va aumentando con l'età ancor meno intensamente; ed infatti l'aumento massimo registrato tocca il 58% per l'esperienza inglese e il 17% per l'esperienza svedese.



Queste ineccepibili constatazioni dell'aumento dell'efficacia della selezione con l'aumento dell'età all'ingresso, concordano sia con quanto afferma il MATTSSON relativamente a quattro grandi esperienze svedesi (delle quali tre coincidono con le prime tre esperienze su ricordate) concernenti contratti con visita medica (1), e sia con le conclusioni del THOMPSON (2) il quale, servendosi sempre di  $s_{x,t}$ , trova che per le tavole più recenti, in analogia a quanto si potrebbe verificare sui dati della nostra Tabella III, l'influenza della selezione è più forte per le età di ingresso più elevate (3).

Dopo quanto sopra detto, si può giudicare quale valore abbiano tutte le citate affermazioni dell'INSOLERA circa la pratica indipendenza dell'indice  $s_{x,t}$  dall'età.

Un'ulteriore osservazione fatta dall'INSOLERA (4) a proposito delle variazioni dell'indice di selezione con l'età, si riferisce alle illazioni da noi tratte dall'esperienza dell'Istituto Nazionale delle Assicurazioni nel 1932-36 (5). Il nostro A. definisce tali illazioni di scarso valore perchè i tassi  $q_x$  dei quali ci avvaliamo per il calcolo dell'indice di selezione:

$$s_{x,t} = 1 - \frac{q_{[x-t]+t}}{q_x \text{ «ultimate»}} = \frac{q_x \text{ «ultim.»} - q_{[x-t]+t}}{q_x \text{ «ultim.»}}$$

non si riferiscono (6) alla tavola troncata ma a quella aggregata (7), e perciò

(1) P. MATTSSON, *Mortality in industrial life insurance*, nel vol. cit., pag. 106.

(2) J. S. THOMPSON, *Select and ultimate mortality*, cit. in: «Atti del X Congresso Internazionale degli Attuari», Vol. II, pag. 252 e specialmente il punto 4 del riassunto italiano a pag. 261.

(3) Le nostre risultanze riportate nel testo dalle quali risulta il più forte aumento, col crescere dell'età, degli indici di selezione per le esperienze più antiche ad. es. esperienze svedesi 1895-1917 e 1895-1906, possono avvalorare l'affermazione del THOMPSON (op. loco cit.) secondo la quale l'influenza della selezione sulla mortalità, per le più recenti esperienze, appare minore di quella che si manifesta per le esperienze più antiche.

(4) F. INSOLERA, *Sulla costruzione ecc.* cit., pag. 32 dell'estratto, ultimo cpv.

(5) Cfr. G. DE MEO, *Sulla mortalità ecc.*, cit., Tab. 12 a pag. 122.

(6) A pag. 121 del nostro lavoro *Sulla mortalità di gruppi di assicurati sulla vita* più volte citato, l'indice di selezione è dato nella forma:

$$s_{x,t} = 1 - \frac{q_x}{q_{[x-y]+y}}$$

«dove — si aggiunge testualmente —  $q_x$  è il quoziente dei contratti più di recente selezionati e  $q_{[x-y]+y}$  il quoziente dei contratti con antidurata più lunga pei quali più remota è la selezione». Ora, tali notazioni, come nota questa volta a proposito l'INSOLERA (*Sulla costruzione ecc.* cit., nota 21 a pag. 32 dell'estratto) risultano invertite rispetto al simbolismo internazionale secondo il quale a  $q_x$  viene attribuito il significato di tasso di mortalità con antidurata più lunga ed a  $q_{[x-y]+y}$  il significato di quoziente dei contratti più di recente selezionati. Senonchè trattasi di un materiale errore di trascrizione e non già di un'innovazione da noi introdotta: cosa della quale, del resto avrebbe potuto facilmente rendersi conto un qualunque lettore scevro di preconcetti, rilevando che nell'avvertenza alla Tab. 13, al simbolo  $q_{[x-y]+y}$  si dà il consueto significato di tasso di mortalità entro il periodo di selezione, ed a  $q_x$  il significato di quoziente di mortalità della tavola troncata (o aggregata). Ovvio è poi aggiungere che tanto i valori di  $s_{x,t}$  della Tab. 12, quanto quelli della tab. 13 sono calcolati esattamente ponendo al numeratore il tasso del periodo in cui opera ancora la selezione e al denominatore quello della tavola in cui la selezione si suppone non avere più alcun effetto.

(7) I valori degli indici di selezione contenuti nella citata Tab. 12 sono tratti dai quozienti dell'allegato 7 della «Relazione» I. N. A. 1932-36, dove, nell'ultima colonna, sono riportati appunto i quozienti per i contratti di andatura qualsiasi (tavola aggregata).

la differenza  $q_x - q_{1x-t-t}$  non misurerebbe convenientemente gli effetti della selezione, in quanto entrambi i termini risentono di tali effetti, la tavola aggregata comprendendo anche i contratti di recente selezionati. Ed invero, se nella seconda delle due espressioni di  $s_{xt}$  ora date, al valore di  $q_x$  della tavola troncata, si sostituisce il più piccolo valore della tavola aggregata, ovviamente il valore di  $s_{xt}$  diminuisce. Quindi, se questo indice viene desunto dalla tavola aggregata, si ottiene una misura approssimata per difetto dell'efficacia della selezione alle varie età. Ma che, in mancanza dei quozienti della tavola troncata, si possa in pratica far ricorso ai quozienti della tavola aggregata per misurare *approssimativamente* gli effetti della selezione, ce lo dimostra, ad esempio il MATTSSON, attuario della Compagnia «De Förenade», nella sua vasta indagine sulla mortalità degli assicurati svedesi da noi più volte citata e citata altresì dallo stesso INSOLERA (1).

§ 6. - *Su di un metodo « abbreviato » per la costruzione delle tavole di selezione.* — L'INSOLERA ritiene che esista una « facile possibilità » di costruire tavole selezionate sulla base della mortalità generale di un paese e della perturbazione selettiva studiata in altro paese (2) in quanto egli è convinto che i due elementi determinanti la mortalità degli assicurati, sono: la mortalità ordinaria della popolazione complessiva e la perturbazione selettiva (3). « Nella direttiva fondamentale di questa Relazione — scrive precisamente l'INSOLERA — la mortalità degli assicurati è considerata *non dissimile* (4) da quella della popolazione cui gli assicurati appartengono,

(1) Cfr. P. MATTSSON, *Mortality in industrial life insurance* ecc. cit. Così ad esempio, a pag. 108 Tavola T 41, si fa il confronto fra il numero dei morti osservati nei vari anni di assicurazione dal 10 al 90 per le singole età, in percentuale dei morti calcolati secondo la tavola aggregata (Esperienza « Pensionbolaget » 1900-1910). Altrettanto vien fatto nella tavola T 42 a pag. 109 (Esperienza « Pensionbolaget » ed altre Compagnie) e nella Tavola T 46 a pag. 114 (Esperienza « Life Insurance Company Trygg », 1899-1916). L'INSOLERA cita il lavoro del MATTSSON in diverse occasioni, come ad es., alla nota 11 a pag. 25 dell'estratto del suo lavoro *Sulla costruzione e percequazione*, cit.

(2) F. INSOLERA, *Sulla mortalità degli assicurati in rapporto alla mortalità della popolazione*, pag. 761 del Vol. VII degli Atti del Congresso Internazionale per gli Studi sulla Popolazione, cit.

(3) F. INSOLERA, op. loco cit., pag. 762.

(4) L'INSOLERA, op. loco cit. pag. 744, mette a confronto diverse tavole di assicurati con le tavole delle rispettive popolazioni per epoche che, in vari casi non sono sufficientemente vicine e rendono non significativo il raffronto (cfr. nota 1 a pag. 138 del nostro lavoro: *Sulla mortalità di gruppi di assicurati sulla vita*, nel Vol. XIII degli Atti I.N.A., cit.). Egli tuttavia « inferisce da essi che l'andamento di mortalità degli assicurati alle varie età sia attraverso il tempo, sia attraverso lo spazio, *non differisce* da quelle della popolazione di cui fan parte » (loco cit.). Or bene, che cosa ha voluto dire con queste parole? Si possono fare a questo proposito due ipotesi, e cioè: 1°) L'andamento *non differisce* nel senso che i quozienti, tanto della popolazione che degli assicurati, crescono col crescere dell'età secondo due curve che presentano la medesima caratteristica convessità rispetto all'asse delle ascisse. Ma questo sarebbe un vero e proprio truismo essendo assurdo pensare che l'andamento di una curva rappresentativa di un carattere fisiologico quale la morte, possa presentare sostanziali difformità da gruppo a gruppo della stessa popolazione; 2°) La seconda ipotesi è che l'andamento *non differisce*, nel senso che le differenze esistenti nei singoli quozienti alle varie età per la popolazione e per gli assicurati, non sono notevoli, ed anzi possono considerarsi trascurabili. Che questo proprio sia il pensiero dell'I. si desume chiaramente dai periodi

salvo la contrazione temporanea dovuta alla selezione»; tanto che «la tavola di mortalità generale della popolazione — conclude sempre l'INSOLERA — può sempre assumersi (1) a base della costruzione di tavole selezionate di mortalità di assicurati» (2). Ed infatti l'INSOLERA giunge persino ad auspicare accordi internazionali per l'unificazione dei criteri selettivi e la conseguente determinazione di tavole selezionate ottenute applicando alla mortalità generale del paese i coefficienti di riduzione  $z$  (1) dedotti da una o più esperienze simultaneamente considerate. Così ad esempio l'INSOLERA, partendo dai tassi istantanei di mortalità  $\mu_x$  relativi alla tavola italiana 1921 ai quali applica i coefficienti di correzione selettiva ricavati dai tassi istantanei  $\mu_{(x-t)+t}$  dall'esperienza svedese, giunge a dei tassi di mortalità «che si potrebbero considerare fondamentali per delle tavole selezionate italiane» (3).

Per quanto l'affermazione possa apparire superflua dopo quanto detto fino ad ora, non è tuttavia inutile ripetere che tutto il metodo proposto da INSOLERA, si basa non sulla ovvia e necessaria *somiglianza di andamento* fra curva di mortalità della popolazione e curva di mortalità degli assicurati, ma sibbene sulla supposta *pratica coincidenza* della tavola troncata degli assicurati con la tavola della popolazione complessiva (fra le quali tavole, trascurabili sarebbero quindi le divergenze); nè, come si comprende, tutte le molte pagine scritte dall'INSOLERA su questo argomento avrebbero senso alcuno se venisse meno tale presupposto.

Per valutare la portata e le conseguenze di siffatta supposizione, conviene domandarsi:

1) Si può ammettere, in linea teorica, che la tavola troncata degli assicurati, coincida praticamente, salvo trascurabili scarti, con la tavola generale di tutta la popolazione?

2) Esistono, nel fatto concreto, ed in quale misura, differenze tra i tassi della popolazione generale e i tassi di una tavola troncata di assicurati facenti parte di quella medesima popolazione?

3) Le tavole selezionate dedotte col metodo INSOLERA, differiscono e in quale misura dalle tavole selezionate calcolate direttamente sui dati di esperienza?

Esaminiamo singolarmente questi punti nei successivi paragrafi.

§ 7. - *Mortalità della popolazione e mortalità degli assicurati.* — Poichè il gruppo degli assicurati non è assimilabile ad un campione estratto a caso

---

riprodotti nel testo e da quanto egli stesso scrive in altro luogo (*Nuovi fondamenti alla costruzione delle tavole selezionate di mortalità*, cit. pag. 844-845), nonchè dagli esempi ivi riportati per dare un saggio della costruzione delle tavole secondo il suo metodo.

(1) F. INSOLERA, *Sulla mortalità degli assicurati in rapporto ecc.*, pag. 739, lett. c.

(2) L'INSOLERA fa ora il tentativo di sminuire le sue affermazioni circa l'«andamento non differente» della mortalità degli assicurati e della popolazione, tentativo che però non ha nessuna seria consistenza. Scrive infatti il nostro A. (*Sulla costruzione e perequazione ecc.*, cit. nota 19): «il fatto che l'andamento non differisca non vuol significare per chiunque, tranne che per DE MEO, che la mortalità dev'essere quantitativamente la stessa nelle varie tavole messe a confronto». La confutazione a questa affermazione è stata già data nella nota 4 a pag. precedente.

(3) F. INSOLERA, *Sulla mortalità degli assicurati ecc.*, cit. pag. 759.



dalla massa della popolazione di cui fa parte, risulta infondata la supposizione dell'INSOLERA di una pratica coincidenza delle tavole troncate con le tavole della popolazione. Nel nostro più volte citato lavoro (1), abbiamo a questo proposito mostrato quali sono le principali cause che tendono, a seconda dei casi, ad alterare sistematicamente in un senso o nell'altro la mortalità dell'una o dell'altra massa considerata (popolazione; assicurati). Anzitutto — ed è questo forse il fattore predominante — la particolare composizione professionale e sociale del gruppo degli assicurati agisce nel senso di produrre una mortalità del gruppo stesso notevolmente inferiore a quella della popolazione complessiva; poichè gli assicurati in forma ordinaria con visita medica (ai quali generalmente ci si riferisce nello studio della selezione), appartenendo nella loro grande maggioranza alle classi economicamente e socialmente più elevate (professionisti, industriali, commercianti, ufficiali, impiegati ecc.), sono meno esposti al rischio di morte (2). Nè è da pensare che siano piccole le differenze di composizione per strato sociale delle due masse considerate (assicurati; popolazione) (3):

Altro fattore che tende ad abbassare la mortalità degli assicurati, è costituito dal fatto che in questa massa predominano i coniugati (un contratto d'assicurazione viene più spesso stipulato da chi si preoccupa dell'avvenire della famiglia), i quali, com'è noto, hanno mortalità notevolmente inferiore a quella dei celibi e dei vedovi (4).

Diversi e contrastanti effetti possono derivare poi dalla composizione del gruppo dei contratti per forma contrattuale e somma assicurata. Ed invvero, la mortalità degli assicurati varia generalmente con la forma prescelta (5) e con l'entità del capitale garantito, risultando quasi sempre maggiore per le forme a pieno rischio di morte e pei grossi capitali (6). E' ovvio, pertanto, che a seconda che si confrontino coi tassi della popolazione generale i tassi d'un gruppo di contratti nel quale predominano le polizze miste oppure quelle a vita intera, i risultati del confronto appariranno diversi. Altrettanto avviene se si pone a confronto la mortalità generale e quella di gruppi di contratti nei quali diversa è la composizione percentuale dei vari tagli di capitale. Anche la differente proporzione, fra gli assicurati, della popolazione cittadina e di quella rurale, può avere notevole influenza sulle caratteristiche differenziali della mortalità degli assicurati e della popo-

(1) G. DE MEO, *Sulla mortalità dei gruppi* ecc. cit., pag. 131, par. 10.

(2) L'influenza notevolissima del tenore di vita sulla mortalità è cosa messa ormai in luce da tempo moltissimo (cfr. a questo proposito G. DE MEO, *Sulla mortalità*, ecc., cit. nota 3 a pag. 135 e nota 2 a pag. 134, nonché le opere ivi ricordate).

(3) Cfr. op. loco cit., Tab. 14 a pag. 135.

(4) Cfr. I. GALVANI, *Tavole di mortalità per la popolazione italiana 1930-32*, in: « Annali di statistica, Serie VII, Vol. I, cfr. altresì: G. DE MEO, *Sull'antiselezione nell'assicurazione vita* ecc. cit.

(5) G. DE MEO, *Sulla mortalità* ecc., cit. par. 9, pag. 128.

(6) G. DE MEO, *Sulla mortalità* ecc., cit., par. 4 e 6. Anche per l'esperienza americana-canadese (Cfr. *American-Canadian mortality investigation*, cit., Vol. II, pag. 35) si nota: « in accordance with the expectation was higher than normal about 17% in excess of the A M Table on policies for £ 50,000 or more and about 31% on policies of £ 100,000 or over on individual lives ».



lazione, così come ha mostrato il MATTSSON per la Svezia (1). La tendenza antiselettiva che agisce nel corso del contratto, fa poi in modo che lungo la scala delle età, le differenze fra i quozienti degli assicurati ed i quozienti della popolazione non risultino costanti; ed anzi può accadere che per certe età, i quozienti degli assicurati divengano maggiori di quelli della popolazione (2). Sulle notevoli differenze che possono sussistere tra tavole di assicurati e tavole della popolazione generale, richiama del resto l'attenzione anche il GLOVER (3), che non manca, peraltro, di mettere in guardia il lettore sulla grande precauzione che dovrebbe essere usata anche nel caso di confronti fra tavole di mortalità della popolazione e tavole troncate.

Si deve quindi concludere che il presupposto dell'INSOLERA circa la pratica coincidenza della mortalità degli assicurati con quella della popolazione, salvo la contrazione temporanea dovuta alla selezione medica, non ha in realtà alcuna consistenza teorica (4).

§ 8: - *Differenze che si riscontrano per talune esperienze fra la mortalità della popolazione e la mortalità degli assicurati.* — Nella Tabella IV, cui fa riscontro il grafico III, vengono eseguiti confronti fra i tassi di mortalità di alcune tavole troncate coi tassi delle rispettive popolazioni fatti uguali a 100. Come si vede a colpo d'occhio, in generale, il quoziente degli assicurati è sensibilmente minore di quello della popolazione, tanto che in taluni casi il primo ascende a poco più del 50 o 60% del secondo. Differenze sensibilissime, dunque, che possono presumibilmente imputarsi in parte all'appartenenza degli assicurati alle classi economico-sociali meno colpite dalla morte, ed in parte alla selezione.

Per le età avanzate, il divario va attenuandosi; mentre per taluni casi (come si verifica per l'esperienza americana, la svedese 1921-28 e per quella norvegese) i quozienti della popolazione superano i corrispondenti quozienti degli assicurati, a causa forse del fatto che in queste età si fanno sentire gli effetti dell'antiselezione, grazie alla quale permangono in assicurazione con maggiore probabilità, i soggetti colpiti da malattie, mentre escono dall'osservazione (per la liberazione o il riscatto delle loro polizze), proprio i soggetti sanitariamente migliori aventi più limitato interesse alla copertura del rischio di morte. E' da notare che comportamento non difforme presenta

(1) P. MATTSSON, op. cit., pag. 82 e segg. e specialmente pag. 88-89.

(2) G. DE MEO, *Sulla mortalità ecc.*, cit. pag. 143 inizio. Cfr. anche conformemente per la Norvegia: J. THURMANN-MOE, op. cit., pag. 159 e specialmente pagg. 170-171.

(3) DEPARTMENT OF COMMERCE U.S.A., *United States Life Tables prepared by J. W. Glover*, Washington 1921, pag. 225, paragrafo: « Differences between mortality tables based on census Statistics ».

(4) Anche il MORTARA, nella sua vecchia indagine sulla mortalità della popolazione italiana posta a confronto con la mortalità degli assicurati, trova che questa risulta in generale inferiore a quella. E perciò, al quesito se la futura (rispetto al 1912) mortalità degli assicurati italiani — nel presupposto di una conveniente selezione medica — debbasi aspettare inferiore a quella prevedibile in base alla mortalità della popolazione generale, egli risponde affermativamente (Cfr. G. MORTARA, *Il Monopolio delle assicurazioni e la mortalità italiana*, in: « Giornale degli Economisti », 1912, fasc. Genn., pag. 1, fasc. febr., pag. 101, fasc. aprile-maggio, pag. 462).

TABELLA IV

CONFRONTI FRA LA MORTALITÀ DI ALCUNE TAVOLE TRONCATE DI ASSICURATI ( $q_A$ ) E LA MORTALITÀ DELLA CORRISPONDENTE POPOLAZIONE COMPLESSIVA ( $q_P$ )

ETA'	S. U. A.			Inghilterra			Inghilterra			Svezia			Norvegia			Norvegia		
	United States 1909-11 white males			British Office 1863-93 Males OM (5)			English Life 1871-80			Rapparto per-centuale (2) : (3)			Rapparto per-centuale (4) : (5)			Rapparto per-centuale (6) : (7)		
	$A_M^{(5)}$ 1900-15	$q_P$	$d_A : q_P$	$q_P$	$d_P$	$q_A$	$q_P$	$d_P$	$q_A$	$q_P$	$d_P$	$q_A$	$q_P$	$d_P$	$q_A$	$q_P$	$d_P$	$q_A$
20 . .	3.92	5.46	71.8	—	—	—	—	—	—	—	—	3.49	4.31	81.0	4.10	5.03	81.5	76
25 . .	4.31	6.22	69.3	—	—	—	—	—	—	—	—	3.78	4.34	87.1	4.66	4.81	96.9	67
30 . .	4.46	7.31	61.0	7.47	9.39	79.6	2.41	3.40	70.9	4.24	4.35	4.24	4.35	97.5	3.70	4.53	81.7	68
35 . .	4.78	9.14	52.3	8.37	11.28	74.2	2.86	4.21	67.9	4.96	4.47	4.96	4.47	111.0	3.59	4.72	76.1	65
40 . .	5.84	10.40	56.2	9.78	13.89	70.4	3.88	5.62	69.0	6.11	5.31	6.11	5.31	115.1	4.18	5.29	79.0	74
45 . .	7.94	13.10	60.6	12.00	16.60	72.3	5.27	7.99	66.0	7.92	6.75	7.92	6.75	117.3	5.42	6.58	82.4	83
50 . .	11.58	15.28	75.8	15.45	20.39	75.8	7.64	11.28	67.7	10.80	8.81	10.80	8.81	122.6	7.56	8.86	85.3	84
55 . .	17.47	21.38	81.7	20.83	26.67	78.1	11.90	16.14	73.7	15.36	12.41	15.36	12.41	123.8	11.18	12.96	86.3	90
60 . .	26.68	29.90	89.2	29.21	35.45	82.4	19.73	24.15	81.7	22.59	18.36	22.59	18.36	123.0	17.36	18.51	93.8	92
65 . .	40.66	42.92	94.7	42.21	46.86	90.1	31.88	37.91	84.1	34.05	28.30	34.05	28.30	120.3	28.04	28.48	98.0	83
70 . .	61.47	59.90	102.6	62.19	69.88	89.0	53.27	60.35	88.3	52.21	44.30	52.21	44.30	117.9	46.66	43.59	107.0	76
75 . .	91.94	90.15	102.0	—	—	—	—	—	—	81.00	71.12	81.00	71.12	113.9	79.37	72.52	109.4	106
80 . .	135.74	133.66	101.6	—	—	—	—	—	—	126.62	115.90	126.62	115.90	109.2	—	—	—	88
																		—

Tassi di mortalità di assicur.  
con e senza visita medica  
in  $\frac{1}{10}$  dell'antidur.  $\rightarrow$  5 anni  
dei corrispondenti tassi  
della popolazione generale  
maschile

Rapparto per-centuale (1) : (15)  
Popol. svedese  
M 1921-25  
con antid. + 5 a.  
pol. M 1921-28, po-  
renate (assic. po-  
Esperienza De Ro-

Rapparto per-centuale (11) : (12)  
Popolaz.  
1926-30 M  
con + 5 anni-antid.  
Assicur. 1928 M  
Mortal non caric.

Rapparto per-centuale (8) : (9)  
English Life no 10  
1924-29 con più di  
3 anni di antid.  
Esperienza inglese

Rapparto per-centuale (5) : (6)  
English Life  
1871-80  
Males OM (5)  
British Office 1863-93

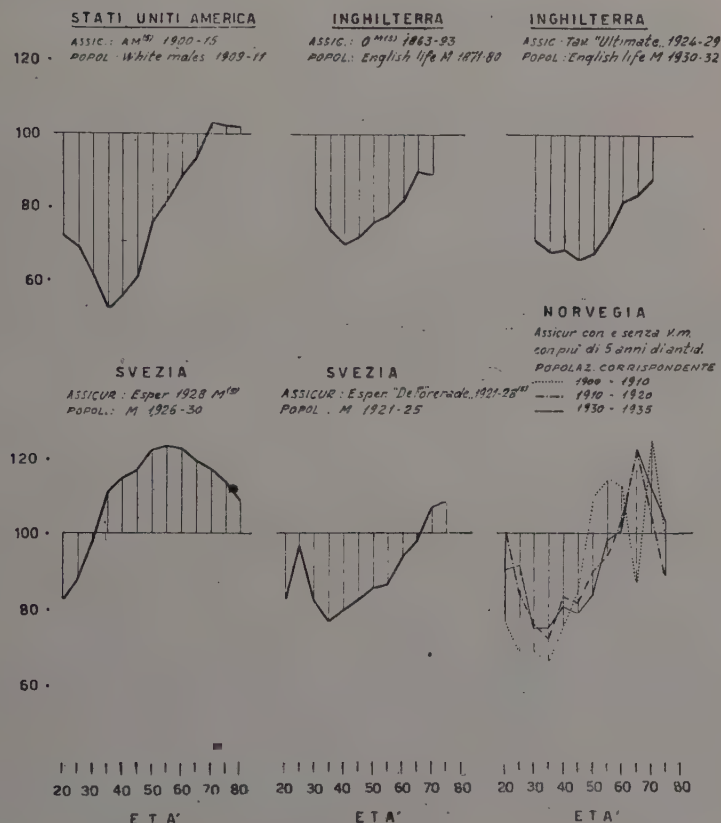
Rapparto per-centuale (2) : (3)  
United States  
1909-11 white  
males  
 $A_M^{(5)}$  1900-15

1900-10 1910-20 1920-30 1930-35  
 $q_A : q_P$   $q_A : q_P$   $q_A : q_P$   $q_A : q_P$   
(17) (18) (19) (20)

## GRAFICO III

CONFRONTO FRA LA MORTALITA' DI ALCUNE TAVOLE  
TRONCATE DI ASSICURATI E LE CORRISPONDENTI TAVOLE  
DELLA POPOLAZIONE GENERALE MASCHILE

TASSI DI MORTALITA' DEGLI ASSICUR. IN % DEI CORRISP. TASSI DELLA POPOLAZ.



l'esperienza svedese della Compagnia « De Förenade » che si riferisce a polizze « industriali » senza visita medica (corrispondenti, grosso modo, alle « popolari » dell'Istituto Nazionale delle Assicurazioni). Comportamento molto difforme dalle altre presenta invece l'esperienza svedese del 1928, per la quale, come si vede dal Grafico III, i quozienti degli assicurati risultano maggiori di circa il 20% a quelli della popolazione fin dall'età di 35 anni.

I confronti effettuati mostrano dunque che esistono forti differenze — che raggiungono talvolta il 50% — fra i quozienti della tavola troncata degli assicurati ed i quozienti della corrispondente tavola di mortalità della popolazione generale. Da ciò deriva l'ovvia conseguenza che non si può correttamente prendere quest'ultima tavola per dedurre, in base ai coefficienti di correzione selettiva, la tavola selezionata di mortalità degli assicurati, come sostiene l'INSOLERA. Bisogna perciò concludere che il metodo da questo A. proposto, non poggia su presupposti sperimentalmente accertati.

§ 9. - *Le tavole selezionate costruite col metodo « abbreviato » confrontate con quelle costruite sulla diretta esperienza degli assicurati.* — Di quanto detto sopra ci si può del resto ancor meglio convincere effettuando quella « verifica sperimentale » atta a controllare l'applicabilità del metodo, che l'INSOLERA non ha compiuto. Tale verifica avrebbe dovuto naturalmente consistere (1) nel costruire per qualche esperienza prima le tavole selezionate degli assicurati, mediante l'applicazione dei fattori di correzione selettiva alle tavole della popolazione generale; e nel paragonare poi le tavole selezionate così dedotte, con le tavole selezionate costruite direttamente sugli assicurati. E' evidente infatti che se fosse lecito considerare come equivalenti la tavola troncata degli assicurati e la tavola di mortalità della popolazione generale; ed inoltre non esistessero sensibili differenze fra i coefficienti di correzione selettiva delle varie esperienze, le tavole dedotte col metodo INSOLERA non dovrebbero apprezzabilmente differire da quelle direttamente ricavate dall'esperienza delle Compagnie. Senonchè, i dati raccolti nella Tabella V mostrano che le tavole dedotte col metodo INSOLERA differiscono moltissimo da quelle ricavate sulla diretta esperienza degli assicurati. Così ad esempio, per gli Stati Uniti d'America, partendo dai quozienti di mortalità della popolazione bianca maschile (White Males 1909-11, col. 2), ed applicando a questi i fattori di riduzione selettiva dell'esperienza

(1) L'INSOLERA, nei suoi lavori sull'argomento, fa spesso cenno delle varie « verifiche sperimentali » eseguite sulle esperienze scandinave, inglese, tedesca ed italiana. Senonchè tali verifiche consistono nel confronto dei valori effettivi  $q[x-i]+t$  dedotti dall'esperienza degli assicurati, con gli analoghi valori calcolati applicando ai tassi della tavola troncata degli assicurati il fattore di riduzione selettiva calcolato grazie alla equazione interpolatrice  $q(x)=ax^2+bx+c$  con la quale l'A. ritiene si possa convenientemente perequare il rapporto  $q[x-i]+t:q_x$  per qualunque valore della  $x$  (Cfr. F. INSOLERA, lavori citati ed in particolare: *Nuovi fondamenti alla costruzione ecc.*, nonché dichiarazioni dello stesso A. alla seduta antim. del 18-5-1934 del X Congresso Internazionale degli Attuari, Vol. VI, pag. 447).



TABELLA V

CONFRONTO FRA LE TAVOLE SELEZIONATE DI MORTALITÀ  
DEDOTTE COL METODO «ABBREVIATO» E LE CORRISPONDENTI TAVOLE SELEZIONATE CALCOLATE SULL'ESPERIENZA EFFETTIVA DEGLI ASSICURATI

Età	Quoz. mort. della Popol. gener. $q_x$	TAVOLE SELEZIONATE DEDOTTE										Posto = 100 il quoziente della esperienza diretta sugli assicurati, il corrispond. quoziente calcolato col metodo Insolera diviene:					
		Secondo il « Metodo abbreviato » $q' [x - t] + t$					Direttamente dall' espe- rienza sugli assicurati $q [x - t] + t$										
		Antidurata anni					Antidurata anni					Antidurata anni					
		0	1	2	3	4	0	1	2	3	4	0	1	2	3	4	
		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)	(16)

## (a) STATI UNITI AMERICA

Popolazione: White males 1909-1911  
Coeff. correz. selettiva: Esperienza Canadese  
Esperienza diretta: AM 1900-1915

20	4.89	2.76	4.11	4.46	4.69	4.82	2.73	3.52	3.64	3.73	3.82	101	117	123	126	126	
25	5.54	3.20	4.61	5.02	5.30	5.45	2.93	3.80	3.96	4.06	4.18						
30	6.60	3.95	5.50	5.91	6.23	6.46	3.01	3.92	4.06	4.14	4.28	131	140	146	150	151	
35	8.52	5.36	7.08	7.54	7.95	8.31	3.16	4.18	4.32	4.38	4.54						
40	10.22	6.67	8.29	8.78	9.37	9.87	3.71	4.94	5.16	5.24	5.48	180	168	170	179	180	
45	12.64	8.48	9.95	10.58	11.39	12.15	4.82	6.47	6.84	7.01	7.38						
50	15.53	10.61	11.85	12.67	13.78	14.83	6.78	9.10	9.75	10.10	10.73	156	130	130	136	138	
55	21.50	14.77	16.02	17.20	18.83	20.45	9.94	13.35	14.52	15.16	16.18						
60	30.75	21.16	22.51	24.32	26.81	29.18	14.92	20.00	21.95	23.10	24.72	142	113	111	116	118	
65	43.79	30.17	31.70	34.42	38.05	41.51	22.52	30.12	33.29	35.18	37.72						

## (b) STATI UNITI AMERICA

Popolazione: White males 1909-1911  
Coeff. correz. selettiva: Esperienza Svedese 1928  
Esperienza diretta: AM 1900-1915

20	4.89	2.80	3.55	4.13	4.55	4.80	2.73	3.52	3.64	3.73	3.82	103	101	113	122	126	
25	5.54	3.15	4.02	4.68	5.16	5.45	2.93	3.80	3.96	4.06	4.18						
30	6.60	3.71	4.75	5.55	6.14	6.48	3.01	3.92	4.06	4.14	4.28	123	121	137	148	151	
35	8.52	4.72	6.09	7.17	7.91	8.38	3.16	4.18	4.32	4.38	4.54						
40	10.22	5.56	7.24	8.55	9.48	10.04	3.71	4.94	5.16	5.24	5.48	150	147	166	181	183	
45	12.64	6.76	8.89	10.53	11.70	12.40	4.82	6.47	6.84	7.01	7.38						
50	15.53	8.18	10.84	12.89	14.35	15.23	6.78	9.10	9.75	10.10	10.73	121	119	132	142	142	
55	21.50	11.16	14.88	19.07	19.84	21.07	9.94	13.35	14.52	15.16	16.18						
60	30.75	15.77	21.16	25.37	28.38	30.17	14.92	20.00	21.95	23.10	24.72	106	106	116	123	122	
65	43.79	22.29	30.04	36.04	40.37	42.96	22.52	30.12	33.29	35.18	37.72						

## (c) SVEZIA

Popolazione: 1926-1930 M  
Coeff. correz. selettiva: Esperienza Canadese CM 1900-1915  
Esperienza diretta: Swedish Office Life Tables 1928

20	4.31	2.44	3.62	3.94	4.13	4.25	2.47	3.13	3.64	4.01	4.23	99	116	108	103	100	
25	4.34	2.50	3.61	3.94	4.15	4.28	2.62	3.34	3.89	4.29	4.53						
30	4.35	2.60	3.63	3.87	4.11	4.26	2.86	3.66	4.28	4.74	5.00	91	99	91	87	85	
35	4.47	2.81	3.71	3.95	4.17	4.36	3.24	4.18	4.92	5.43	5.75						
40	5.31	3.47	4.31	4.56	4.87	5.13	3.84	5.00	5.91	6.55	6.93	90	86	77	74	74	
45	6.75	4.53	5.31	5.65	6.08	6.49	4.80	6.31	7.47	8.31	8.80						
50	8.81	6.02	6.72	7.19	7.81	8.41	6.32	8.68	9.96	11.09	11.77	95	77	72	70	71	
55	12.41	8.53	9.25	9.93	10.87	11.80	8.72	11.63	13.89	15.51	16.47						
60	18.36	12.63	13.44	14.52	16.00	17.42	12.53	16.80	20.14	22.52	23.94	101	80	72	71	73	
65	28.30	19.50	20.49	22.24	24.59	26.83	18.55	25.01	30.02	33.61	35.76						

## (d) SVEZIA

Popolazione: 1926-1930 M  
Coeff. correz. selettiva: Esperienza Americana AM 1900-1915  
Esperienza diretta: Swedish Office Life 1928

20	4.31	3.00	3.87	4.00	4.10	4.20	2.47	3.13	3.64	4.01	4.23	121	124	110	102	99	
25	4.34	2.95	3.83	3.99	4.09	4.21	2.62	3.34	3.89	4.29	4.53						
30	4.35	2.94	3.82	3.96	4.04	4.18	2.86	3.66	4.28	4.74	5.00	103	104	93	85	84	
35	4.47	2.95	3.91	4.04	4.09	4.25	3.24	4.18	4.92	5.43	5.75						
40	5.34	3.37	4.49	4.69	4.76	4.98	3.84	5.00	5.91	6.55	6.93	88	90	79	73	72	
45	6.75	4.10	5.50	5.81	5.96	6.27	4.80	6.31	7.47	8.31	8.80						
50	8.81	5.15	6.92	7.42	7.68	8.17	6.32	8.68	9.96	11.09	11.77	81	80	74	69	69	
55	12.41	7.06	9.48	10.31	10.77	11.48	8.72	11.63	13.89	15.51	16.47						
60	18.36	10.26	13.77	15.11	15.90	17.02	12.53	16.80	20.14	22.52	23.94	82	82	75	71	71	
65	28.30	15.68	21.00	23.18	24.48	26.26	18.55	25.01	30.02	33.61	35.76						

canadese 1909-1915 (1), si ottengono i tassi per le varie antedurate contenuti nelle col. 3-7. I dati effettivi ricavati direttamente dall'esperienza degli assicurati americani sono invece riportati nelle col. 8-12 e differiscono moltissimo dai primi. Confronti analoghi vengono poi effettuati nella medesima tabella partendo da altre esperienze. Come si può facilmente osservare, fortissime sono le differenze tra i tassi di mortalità calcolati col metodo INSOLERA ed i corrispondenti tassi calcolati sulla base dell'esperienza effettiva. L'entità del divario può meglio apprezzarsi grazie ai numeri indici ripor-

(1) Per l'esperienza canadese (*American-Canadian mortality investigation* ecc. cit.) i tassi di mortalità per le varie antedurate e per talune età, sono i seguenti:

	$q_x$	$q_{[x-1]}+1$	$q_{[x-2]}+2$	$q_{[x-3]}+3$	$q_{[x-4]}+4$	$q_x$
20	2.33	3.46	3.76	3.95	4.06	4.12
30	2.56	3.57	3.85	4.04	4.19	4.28
40	3.48	4.32	4.58	4.89	5.15	5.33
50	6.74	7.53	8.08	8.75	9.43	9.77
60	15.54	16.53	17.85	19.68	21.43	22.58

dai quali si deducono immediatamente i seguenti valori percentuali dei coefficienti di cor-

$$\text{rezione selettiva } z_{x,t} = \frac{q_{[x-t]}+t}{q_x} \cdot 100$$

20	56.5	84.0	91.3	95.9	98.5
30	59.8	83.4	89.5	94.4	97.9
40	65.3	81.1	85.9	91.7	96.6
50	68.3	76.3	81.6	88.7	95.5
60	68.8	73.3	79.1	87.2	94.9

Questi, moltiplicati per i tassi della popolazione generale bianca maschile forniscono i quozienti  $q_{[x-t]}+t$  del confronto (a) della Tabella V riportati nelle col. 3-7. Come si vede, contrariamente a quanto praticato dall'INSOLERA, non abbiamo creduto di interpolare attraverso questi valori di  $z_{x,t}$  una funzione del tipo  $z(t) = at^2 + bt + c$ , ritenendo più semplice e conveniente applicare senz'altro i valori grezzi di  $z_{x,t}$  ai corrispondenti  $x$  della tavola della popolazione generale. Ciò per due ragioni. Anzitutto perchè ogni procedimento interpolatorio, per quanto attendibile possa esserne il presupposto, ha sempre qualcosa di arbitrario. In secondo luogo perchè con la funzione interpolatrice  $z(t) = at^2 + bt + c$  si presuppone di potere perequare il rapporto  $q_{[x-t]}+t : q_x$  per qualunque valore della  $x$ ; il che non è conforme alla constatazione da noi fatta che gli effetti della selezione sulla mortalità variano sistematicamente, non solo con l'antedurata, ma anche con l'età. Ad ogni modo, semplicissima risulterebbe anche qui la determinazione dei coefficienti di correzione selettiva dalla equazione interpolatrice  $z(t) = at^2 + bt + c$  nella quale i parametri  $a, b, c$ , si potrebbero determinare appunto col metodo proposto da INSOLERA (*Nuovi fondamenti alla costruzione* ecc., cit., pag. 839). Si riscontrerebbe probabilmente anche in questo caso una sufficiente aderenza ai valori originari  $q_{[x-t]}+t$  dei valori analoghi calcolati in base a  $z(t)$ , ciò che potrebbe lasciare l'impressione che questi ultimi valori rappresentino bene per qualsiasi età l'influenza della selezione. Senonchè, quando si considera il complemento ad 1 dei valori  $z_{x,t}$ , ossia l'indice di selezione  $s_{x,t}$ , si vede che questo, pur avendo piccole variazioni in valore assoluto, presenta forti variazioni relative col variare dell'età, come del resto dimostra chiaramente il Grafico II. In conclusione, il discreto adattamento ai casi concreti della funzione  $z(t)$  non implica affatto la deduzione secondo la quale l'efficacia della selezione risulterebbe praticamente costante col variare dell'età. Si noti che usando i valori  $z(t)$  in luogo dei valori grezzi  $z_{x,t}$ , avremmo ottenuto tavole selezionate poco dissimili da quelle contenute nelle col. 3-7 della Tab. V; e pertanto le conclusioni del presente § rimarrebbero inalterate.

tati nelle col. 13-17 che si ottengono per i tassi calcolati col metodo INSOLERA quando si ponga uguale a 100 il tasso dell'esperienza diretta. Le differenze appaiono sensibilmente sia in un senso che nell'altro, per tutti i confronti effettuati, tanto che, *il tasso calcolato col metodo INSOLERA risulta talvolta inferiore fino al 30% e talvolta superiore fino all'83% al tasso dedotto dall'esperienza diretta* (1).

Con differenze di tale entità nelle probabilità di morte, è facile immaginare a quali sorprese, non sempre gradite, si esporrebbe una Compagnia che — nell'intento di *affinare* i suoi calcoli attuariali — volesse basare la determinazione delle riserve matematiche su una tavola selezionata costruita secondo il metodo dell'INSOLERA.

§ 10. - *Riassunto e conclusioni.* — Riassumiamo schematicamente le principali conclusioni alle quali siamo pervenuti nella presente nota.

1° - Supposto che gli effetti della selezione svaniscano entro  $t$  anni dall'ingresso in assicurazione; che  $q_x$  sia il quoziente di mortalità dopo tale periodo o quoziente di mortalità della tavola troncata; e che infine  $q_{(x-t)}$  sia il quoziente di mortalità della medesima età  $x$  per soggetti selezionati da  $t$  anni, — la quantità  $\Delta_{xt} = q_x - q_{(x-t)+t}$  rappresenta la differenza tra il quoziente « ultime » ed il quoziente dei contratti di antedurata  $t$ . Tale differenza non può essere assunta quale misura dell'efficacia della selezione alle varie età, non tenendo essa conto del diverso livello raggiunto dalla mortalità alle varie età della vita. Si può perciò a tal fine far ricorso al rapporto  $s_{xt} = \frac{q_x - q_{(x-t)+t}}{q_x}$ , che vien detto « indice di selezione » e che risulta uguale a 0 nell'ipotesi che la selezione non riesca ad abbassare neanche di poco il quoziente  $q_{(x-t)+t}$  e tanto più vicino all'unità per quanto maggiore sarà la differenza fra il tasso dei contratti di recente selezionati ed il tasso di mortalità della tavola troncata;

2° - L'andamento degli indici  $s_{xt}$  in rapporto all'età non conferma l'affermazione dell'INSOLERA secondo la quale l'efficacia della selezione sarebbe praticamente indipendente dall'età. Ed invero, basandoci su numerose esperienze, abbiamo potuto constatare il sensibilissimo aumento relativo dell'indice di selezione con l'aumento dell'età all'ingresso: cosa che del resto concorda con quanto fu rilevato sull'argomento da altri AA.

3° - Come dimostrano numerose esperienze, non trova neanche riscontro nella realtà il presupposto dell'INSOLERA circa la pratica coincidenza della tavola troncata degli assicurati con la tavola della popolazione complessiva. Da ciò deriva che il metodo proposto dallo stesso A. per la costru-

(1) Particolarmente significativo è poi il fatto che anche nell'ambito dell'esperienza americana-canadese, condotta con uniformità di criteri, tanto per gli assicurati canadesi quanto per quelli statunitensi, l'applicazione dei coefficienti di correzione selettiva dell'esperienza canadese a quella americana, conduce a risultati molto discordanti da quelli ottenuti direttamente sulla massa degli assicurati statunitensi (Cfr. Tab. V).

zione di tavole selezionate di mortalità sulla base della mortalità generale di un paese e della perturbazione selettiva studiata in altro paese, condurrebbe — ove venisse applicato — a risultati tutt'altro che soddisfacenti per le imprese di assicurazione. Si è potuto anzi constatare a questo riguardo che, costruendo le tavole selezionate secondo il metodo INSOLERA e paragonandole poi con le corrispondenti tavole selezionate costruite direttamente sulla base dell'esperienza degli assicurati, — si riscontrano sensibilissime differenze tra i tassi di mortalità relativi alle varie età; tanto che, per talune delle esperienze considerate, il tasso calcolato col detto metodo risulta talvolta inferiore fino al 30% e talvolta superiore fino all'83% al tasso dedotto dalla esperienza diretta. Con differenze di tale entità, è facile immaginare a quali non sempre gradite sorprese si esporrebbe una compagnia che — nell'intento di *affinare* i suoi calcoli attuariali — volesse basare la determinazione delle riserve matematiche su una tavola selezionata costruita secondo l'anzidetto metodo.

GIUSEPPE DE MEO

## L'INDUSTRIA

### Rivista di Economia Politica

Milano - Via Farneti, 8

1948, n. 2:

A. FIGU: Il reddito nazionale. F. BRAMBILLA: Modelli stocastici in econometria. F. DI FENIZIO: Aspetti ignoti e poco noti del piano Marshall. P. BATTARA: Considerazioni sulla concentrazione industriale. *Industrie e mercati*: L'industria tessile brasiliana, seta, lana, e juta (A. Mortara). Lettera sulla Germania d'oggi (A. Schille). *Documenti e documentazioni*: Interpretazione keynesiana della nostra situazione economica (M. Ferma). *Spunti e polemiche*: Goethe ed Einaudi. Schumpeter difende i monopoli. Un nuovo libro sulla rivoluzione Keynesiana (F. di Fenizio). *Statistiche industriali*: Qualche dato sulla capacità produttiva della siderurgia italiana (V. E. Bolis). *Recensioni*.

n. 3:

B. BARBERI: Realizzazioni e obiettivi della statistica italiana. B. PAGANI: La politica economica del partito comunista. F. DI FENIZIO: Una pietra angolare del sistema Keynesiano: la propensione al consumo. A. C. FIGU: Il reddito nazionale. *Industrie e mercati*: L'organizzazione italiana per l'applicazione del piano Marshall (L. Diana). *Documenti e documentazioni*: Risultati di due inchieste internazionali: la posizione dell'Italia in fatto di risorse energetiche e di reddito nazionale. *Spunti e polemiche*: Domanda ed offerta complessiva; domanda effettiva; reddito ed occupazione. Prigionieri del passato. Teorie al banco di prova. Il «vuoto» inflazionistico (F. di Fenizio). *Statistiche industriali*: Suggerimento a calcolare il costo del lavoro (C. Vannutelli). *Recensioni*.

n. 4:

W. EUCKEN: Siamo costretti ad adottare una economia programmata? L. Livi: Possibilità e limiti delle previsioni economiche. F. DI FENIZIO: Cause delle variazioni negli investimenti. A. C. FIGU: La distribuzione del reddito. *Industrie e mercati*: Movimenti e teorie sociali alle soglie della grande industria (A. Fossati). *Documenti e documentazioni*: Economisti narrano di economisti: Harrod di J. M. Keynes; Schumpeter di V. Fisher. *Spunti e polemiche*: Meditazioni su due cifre riguardanti l'I.R.S. Kerensky ha parlato. Astuzie cinesi. *Statistiche industriali*: Attorno alla misura del progresso economico (M. de Vergottini). *Recensioni*.

Direzione e Amministrazione, via Farneti, 8, Milano, tel. 273.955. Abbonamento ai 4 fascicoli, annue L. 2.500 per l'Italia, L. 5.000 per l'Estero. Un fascicolo L. 650. I versamenti possono essere fatti sul c/c postale 3/11931, intestato a L'Industria, Milano.



## La « statistica morale », ieri ed oggi

Lo studio quantitativo di alcune manifestazioni della « vita morale » costituì un tempo capitolo autonomo, sufficientemente definito nel contenuto. Nella sua classica opera: *Essai sur la statistique morale de la France* (Paris, 1833) il GUERRY aveva tentato la esposizione sistematica dell'argomento, proponendo di sostituire alla parola « statistica » la parola « analitica », intesa sostantivamente e seguita da un determinativo. L'« analitica morale » o la « statistica analitica morale » o anche la « fisiologia morale » sarebbe stata l'applicazione dell'analisi numerica ai fatti dell'ordine morale, ricondotti al loro valore medio, e coordinati in serie, in maniera da trarne la legge del loro sviluppo e delle loro reciproche dipendenze.

Il GUERRY — si noti bene — non ebbe la pretesa di esprimere in valori numerici tutte le manifestazioni della « moralità di un insieme di individui », nè tanto meno si propose di ricercare indici più o meno sintetici, rivelatori e misuratori del grado di tale moralità; non pretendeva di sostituire la statistica alle discipline non quantitative nell'analisi del sentimento morale, ma si limitava a fornire dati numerici che potessero servire di norma all'azione concreta nel campo delleriforme sociali. In questa sua « analitica morale » l'Autore dedicava larga trattazione allo studio statistico della criminalità, in quanto manifestazione *in meno* della moralità; ma nello stesso tempo avvertiva che lo studio della criminalità non esaurisce affatto il campo della « statistica morale »: restavano non soltanto tutte quelle altre manifestazioni *in meno* della moralità che non possono farsi rientrare nella « analitica della criminalità », ma, specialmente, le manifestazioni *in più*, ed i fenomeni sociali di amoralità, sempre quando, bene inteso, ne fosse possibile la rilevazione statistica.

Un trentennio dopo, il GUERRY tornava sull'argomento, specialmente per richiamare l'attenzione degli studiosi sulla importanza che ha lo studio statistico delle manifestazioni del bene. Nell'opera *Statistique morale de l'Angleterre comparée avec la statistique morale de la France* (Paris, 1864), egli così scriveva: « Mais dans ces études, pourquoi rechercher ainsi de préférence les actions coupables, celles qui présentent l'humanité par son côté le plus triste et le plus affligeant? Ne vaudrait-il pas mieux suivre la direction inverse, et s'attacher à constater le bien plutôt que le mal? » (Cfr. op. cit. *Introduction*, pag. I).

\*\*\*

Nel medesimo torno di tempo in cui il GUERRY tenta i lineamenti della sua « analitica morale », ADOLFO QUÉTELET nella sua celebre opera *Sur*

*l'homme et le développement de ses facultés* (Paris, 1835) si occupa delle facoltà « morali ed intellettuali dell'uomo » (1).

Dello studio statistico dei fatti morali il Q. si occuperà più particolarmente in una comunicazione presentata oltre dieci anni dopo alla « Académie royale de Belgique » (tornata del 7 dicembre 1846) ed intitolata appunto: *Sur la statistique morale et les principes qui doivent en former la base*.

Il QUÉTELET considerava come rivelatrici di « moralità » non poche manifestazioni della vita sociale. Così, ad esempio, il grado di previdenza nelle diverse età della vita e le modificazioni recate a questa virtù dalla differenza dei sessi, dalla località, dalle professioni, dati tutti che riteneva potessero desumersi dalle statistiche delle casse di risparmio, delle società di assicurazioni, degli istituti di previdenza in generale. La misura della previdenza, così ottenuta, si sarebbe dovuta raffrontare con la misura della imprevidenza. « Il numero ed il valore degli oggetti depositati ai monti di pietà — affermava — possono dare un'idea esatta della imprevidenza di un popolo. piuttostochè della sua miseria; poichè anche se cause accidentali costringono talvolta l'uomo più prudente a ricorrere ad istituti di questo genere, accade assai più di sovente che i depositi vengono fatti per mancanza di ordine e di economia ». (V. *op. cit.* Ediz. 1869, Tome II, pag. 224). L'ardore del giuoco, il frequentare bettole o luoghi sospetti, l'ubbbriachezza e l'alcoolismo « sorgente comune di altri vizi e spesso anche di delitti » (*op. cit.*, pag. 225), erano additati dal fondatore della Demografia come fenomeni rientranti nel campo della statistica morale la quale, a mò di integrazione complementare, avrebbe dovuto comprendere lo studio quantitativo delle credenze e delle idee religiose, delle pratiche tradizionali, delle superstizioni, degli usi e dei costumi.

Il suicidio ed il duello: ecco altri capitoli della statistica morale come la vedeva il QUÉTELET, e poi l'ampia magistrale trattazione statistica della criminalità.

\*\*\*

Dopo il QUÉTELET, e sino ai primi del secolo, i tentativi di sistemazione organica della statistica morale si ripetono. Alcuni Autori, e sono i più, fanno assorbire totalmente la vecchia statistica morale dalla statistica della criminalità, in pieno progressivo sviluppo; altri, invece, sotto la voce « statistica morale » comprendono i dati sulla istruzione e sulla educazione, sul suicidio, sulla prostituzione, sui figli illegittimi e sui divorzi (2). Filo-

(1) « Oggi — commenta il NICEFORO — diremmo i fatti psichici dell'uomo, e cioè i fatti riferentisi alla sensibilità, alla volontà ed alla intelligenza ». A. NICEFORO, *Lezioni di Demografia*, Napoli Vol. I, pag. 127, nota 2).

(2) Così, il dott. ACHILLE GUILLARD nei suoi *Éléments de statistique humaine ou Démographie comparée* (Paris, 1855), considera tre aspetti dei fenomeni dinamici della popolazione: sviluppo numerico, sviluppo fisico e del benessere, sviluppo intellettuale e morale. In quest'ultima parte si occupa anche dei suicidi, delle operazioni dei monti di pietà, del vagabondaggio e mendicizia, delle unioni illegittime, come sintomi negativi di progresso morale. Con procedimenti empirici considera anche le covariazioni tra i fenomeni della vita

sofi e moralisti tentano, in pari tempo, di interpretare il significato intrinseco del dato numerico: nel 1876 HEBERMANN considera i rapporti tra la statistica morale e l'etica mentre L'HOEHNE effettua raffronti con la dottrina morale cristiana; nel 1882 un teologo cattolico tedesco, L'OETTINGEN, si occupa ampiamente del problema, di moda in quei tempi, della conciliabilità del libero volere umano con le regolarità che la statistica ricavava dallo studio quantitativo della moralità, propone di adottare il termine « statistica etica » in luogo di « statistica morale », dizione francese che ritiene impropria, e definisce la sua « statistica etica » come quella « che ha per obbietto l'applicazione del metodo numerico nel campo della morale e delle azioni umane moralmente importanti ». Insiste L'OETTINGEN in tale definizione precisando che « si tratta di raccogliere osservazioni di massa circa il buon costume della umanità » ed in pari tempo melanconicamente osserva che purtroppo i fatti da raccogliere sono in grande prevalenza i cattivi; sicchè non di una statistica morale si può parlare ma di una « statistica immorale » o meglio di una statistica della immoralità!

Dobbiamo al MAYR una soddisfacente ulteriore trattazione dell'argomento e forse la migliore definizione. Quest'Autore definisce la statistica morale come il « complesso di quelle investigazioni statistiche sulle umane azioni che consentono deduzioni sulle condizioni morali » (1). Il MAYR dedica alla statistica morale un capitolo, il terzo, della sua opera. In questo capitolo, è vero, si contiene soltanto la trattazione statistica della giustizia penale e della criminalità, ma l'A. riconosce, in pari tempo, la utilità di integrare la statistica dei delitti con quella delle opere di bene laddove afferma: « i fenomeni in massa nel campo delle umane azioni, siano esse dirette *al bene od al male*, non si compiono pertanto in contraddizione, ossia senza riguardo al libero arbitrio, ma nel più intimo accordo con esso ». (V. *op. cit.*, pag. 431).

Tra gli altri Autori che, dopo il QUÉTELET, si sono occupati dell'argomento merita speciale menzione il LEVASSEUR, il quale nell'opera *La population Française* (Paris, 1889) distingue le materie obbietto di statistica a seconda che riguardano le cose ovvero le persone. I fatti concernenti queste ultime considera sotto un duplice punto di vista: quello filosofico e demografico, e quello sociale. Sotto il primo punto di vista si avrebbe il contenuto della attuale demografia intesa in senso stretto, sotto il secondo punto di vista, invece, le persone sarebbero da considerare a seconda della religione, la istruzione, la politica, la giustizia, le infermità morali (alienati), la beneficenza e l'assistenza, le istituzioni di previdenza, le associazioni e le assicurazioni sulle persone (*op. cit.* Vol. I, pagg. 25-26).

---

morale e le manifestazioni del sentimento religioso. Cfr. inoltre N. COLAJANNI, *Statistica e Demografia*, Napoli, 1904, vol. II, pagg. 516-517.

(1) G. MAYR, *La statistica e la vita sociale* - Versione di G. B. Salvioni - Torino, Roma, Napoli, 1879.

In tale seconda parte (Vedi Libro III, Vol. III) riguardante le persone, apposito capitolo è dedicato alla « statistica morale », alla quale l'Autore assegna il seguente contenuto: a) criminalità ed alcuni fatti e fenomeni della vita sociale ritenuti come manifestazioni del vizio (prostituzione, illegittimità, ubbriachezza, ecc.); b) i dati sulla istruzione e sull'educazione; c) esposizione e discussione dell'argomento circa il libero arbitrio e le leggi statistiche.

La « beneficenza ed assistenza » non è considerato fenomeno collegato con la moralità. I relativi dati statistici non sono contenuti in tale capitolo (Libro III) ma nel successivo (Libro IV), dove viene considerata la popolazione in relazione con la ricchezza. L'Autore in questa sede dà ampie notizie e dati sul numero dei mendicanti, degli ospedali e degli istituti di ricovero e sulla loro efficienza, sullo sviluppo delle varie società filantropiche e delle varie società e congregazioni di beneficenza, e traccia la storia dello sviluppo della beneficenza in Francia dai principî del secolo XVI in poi; fornisce anche interessanti dati sulla entità delle somme destinate alla pubblica beneficenza, sulle varie fonti e risorse di essa, nonchè sui privati benefattori.

\* \* \*

Dopo il LEVASSEUR la statistica morale declina: gli argomenti che dovevano formarne oggetto o vanno a far parte di altri capitoli delle scienze demografiche e statistiche, ovvero scompaiono. Così la statistica della criminalità finisce con l'assumere aspetto di disciplina autonoma, l'argomento del suicidio come quelli riguardanti le nascite illegittime, il divorzio, le separazioni, vengono considerati nei normali capitoli della demografia. Più o meno saltuariamente si ritrovano nelle statistiche economiche o nelle trattazioni di sociologia frammentari dati e notizie sulla assistenza, sulla beneficenza pubblica e privata, sulla previdenza considerate prevalentemente come sintomi di condizioni economiche più che come misura del sentimento di solidarietà dell'aggregato sociale. Scarse, e spesso addirittura assenti, le rilevazioni sull'alcoolismo e sulla prostituzione, nonchè quelle relative alle manifestazioni superiori della umana solidarietà.

Ma la statistica morale, così come venne intravista dal GUERRY e dal QUÉTELET, dal LAVASSEUR e dall'OETTINGEN, e da tanti altri, deve proprio considerarsi vano e superato tentativo? Noi rispondiamo negativamente, ed affermiamo che, oggi più di ieri, è quanto mai opportuna la sua ricostruzione, ed una sistemazione organica della materia nel quadro degli studi di demografia intesi in senso lato.

Riteniamo, in sostanza, che lo studio statistico delle manifestazioni della « vita morale » dovrebbe costituire speciale capitolo della demografia.

Occorrerebbe ora sconfinare nei campi propri al sociologo ed al filosofo, onde cercare di definire che cosa si debba intendere per *vita morale* nell'individuo e nella massa. Tuttavia ci si può limitare a domandare se questa « statistica morale » rifletta effettivamente fatti e se questi fatti sono esprimibili in numeri. Esiste, cioè, un insieme di fenomeni che possano riflettere il grado ed il tipo di moralità di un gruppo di individui e di tali



fenomeni si possono ricavare indici numerici rivelatori? Esiste un uomo medio, o normale, per moralità?

Il QUÉTELET, invero, accanto all'«uomo medio fisico» poneva l'«uomo medio intellettuale» e l'«uomo medio morale» ma, specialmente in ordine a quest'ultimo, non dava una nozione specifica, limitandosi alla concezione di un uomo medio per delinquenza o per suicidio, senza però svolgere chiaramente questi concetti.

Il concetto queteletiano dell'«uomo medio» doveva essere successivamente discusso e criticato; da alcuni ritenuto oscuro ed indeterminato, da altri addirittura assurdo; oggi si è proclivi a sostituirlo con quello di «uomo normale». Si è ritenuta una contraddizione in termini parlare di uomo medio per delinquenza (fenomeno patologico e negativo) quando il concetto di uomo medio, sia che si ponga come la risultante di una media sia che si concepisca come «tipo», deve farsi completamente rientrare nel campo della normalità e resta al di fuori sia della criminalità come della perfezione (1): a meno che non si intenda di ricercare l'uomo medio per delinquenza in una «società» di delinquenti.

L'HANKINS ha cercato di dare una spiegazione alla concezione del QUÉTELET supponendo tutti gli uomini distribuiti per tendenza alla delinquenza; pochi con tendenza fortissima, molti con tendenza media, pochi con repulsione assoluta; l'uomo medio dovrebbe trovarsi egualmente distante dai due estremi (2). Ma perchè ammettere che in *tutti* gli uomini esista una tendenza alla delinquenza e concepire la repulsione al crimine come fenomeno di eccezione da porre all'estremo della seriazione?

Uno dei motivi per cui l'«uomo medio morale» finiva col confondersi con l'«uomo medio per delinquenza» ci sembra possa attribuirsi al fatto che, nell'ardore di studi e di ricerche di sociologia criminale, siansi distaccati i fenomeni della criminalità da tutti gli altri della vita morale, nel senso che si è attribuito il massimo significato ai primi trascurando quasi completamente i secondi. I criminali rappresentano una manifestazione *in meno* di moralità: al di fuori ed al di sopra della vita del criminale si ha la normalità dei rapporti tra gli uomini, rapporti che si svolgono senza crimini come senza fulgidi atti di bontà, che ora possono essere caratterizzati da un'intima aspirazione al bene e da una fraterna solidarietà, ora da una tendenza all'egoismo ed alla lotta fratricida. Oltre, da una parte e dall'altra di questa grande zona centrale della normalità, si esprimono in ogni loro gradazione sia le tendenze al male come quelle al bene e poi, molto più in alto, esistono anche, piaccia o no ai pessimisti, non rare manifestazioni eccezionali in più; sono le opere di bontà, di abnegazione, di sacrificio, che culminano negli atti di altruismo più puro, in quei gesti, talora sublimi, an-

(1) Osserva il NICEFORO: «che l'uomo medio sia l'uomo perfetto per superiorità morale e intelligenza come par si smarrisca il Quételet ad accennare, non si vede come si possa comprendere, sol che si pensi alla contraddizione dei termini. Chè il medio in moralità e intelligenza, se è medio non può essere superiore» (Cfr. A. NICEFORO, *Lezioni di Demografia*, cit. pag. 197).

(2) Cfr. F. H. HANKINS, *A. Quételet as statistician*, New York, 1909, pag. 94.

che se modesti e sconosciuti, che fanno finalmente perdere all'uomo il grave fardello della sua animalità. Perchè tutte queste manifestazioni in più della moralità dovrebbero essere trascurate dallo statistico e dal sociologo? A prescindere dunque dal senso e dal contenuto da dare alla nozione di « uomo medio » o di « uomo normale per moralità », noi crediamo che siano, in ogni caso, da studiare integralmente ed organicamente tutti questi fenomeni, e considerare le due punte estreme dei delinquenti e degli altruisti come due poli di forze, negative e positive, tra i quali oscilla la massa: ora avvicinandosi di più all'uno ora all'altro.

In certo qual modo questa concezione si accosta a quella che il BALDWIN ha enunciato sull'« uomo normale sociale » che definisce come quello che « impara a giudicare servendosi del giudizio della società », e che quindi è l'uomo dal pensiero non originale e dalla condotta morale non originale determinata dalla condotta che generalmente viene seguita dalla massa sociale in cui vive; esso dunque non è un anormale nè un delinquente, nè un crudo egoista, come non è un eroe o un generoso altruista.

\* \* \*

Posta su queste basi la « statistica morale » avrebbe, secondo noi, possibilità di organica e compiuta ricostruzione. Non presentiamo definitive conclusioni nè pretendiamo di esaurire questa materia che necessita di ulteriore approfondita disamina. Tuttavia non riteniamo inopportuno richiamare l'attenzione su alcuni argomenti che crediamo andrebbero inquadrati in una « statistica della moralità » da far risorgere con autonomia di esposizione ed unità di scopi.

Nelle manifestazioni *in meno* di moralità potrebbero considerarsi, ad esempio, oltre alla criminalità, in tutte le sue varie forme, l'alcoolismo, determinate forme patologiche di sessualità, la prostituzione. Si noti bene che ai fini della rilevazione del fatto « moralità » è indifferente che questi fenomeni traggano radice, e sovente giustificazione, da cause economiche, ambientali, biologiche. La statistica morale, in quanto tale, constata e misura il fatto; la ricerca delle cause si svolge in collaborazione con tutte le altre discipline. Dire, ad esempio, che il dilagare della prostituzione in un determinato periodo è dovuto a cause essenzialmente economiche non esclude il fatto che la prostituzione sia aumentata e con essa peggiorato il grado di moralità della massa.

Tra le manifestazioni sintomo di *amoralità*, o che possono considerarsi come reazioni anormali dell'individuo di fronte a certe situazioni dell'ordine morale, possono considerarsi anche la nati-illegittimità, le separazioni coniugali, i divorzi, i suicidi; ognuno di tali fenomeni avendo peraltro aspetti e significato ben distinti. Un tempo, in questa sottocategoria, si includevano anche i duelli.

Poi ecco il nuovissimo capitolo, da creare quasi per intero, che va dedicato alle manifestazioni *in più*: il grado di solidarietà dell'aggregato sociale (beneficenza, previdenza, assistenza pubblica); il grado di generosità degli individui (beneficenza privata); il senso di altruismo nell'uomo normale, nelle sue svariate manifestazioni di pietà e di amore verso il pros-

simo; ed infine, al vertice della condotta umana, l'eroismo altruista di chi sacrifica volontariamente sè stesso per il bene degli altri (1).

L'attenta rivalutazione critica di tutte queste varie voci ed argomenti, e la loro sistemazione, dovrebbe oggi costituire non indegna fatica di demografi e di sociologi onde contribuire alla ricostruzione spirituale della nostra civiltà col prezioso apporto di quei dati, notizie ed orientamenti che soltanto la « statistica della moralità » può dare.

GIOVANNI SCHEPIS

(1) Un primo tentativo di studio statistico dell'altruismo venne da noi effettuato oltre un decennio fa, Cfr. G. SCHEPIS, *Sullo studio statistico dell'altruismo eroico*, in « Giornale degli economisti », 1936, pagg. 481-9.

## STATISTICA

Milano - Ed. Antonino Giuffrè

Anno VIII, n. 1 (gennaio-marzo 1948).

V. CASTELLANO: Osservazioni su alcune medie continue, G. POMPILJ: Teorie statistiche della significatività e conformità dei risultati sperimentali agli schemi teorici, G. FERRARI: Aspetti economici e finanziari della vita di una grande università italiana

Note: O. CAPOCCIA: Un indice bilaterale di correlazione, W. DE FLORIANI: Applicazioni della media esponenziale in matematica finanziaria e demografia, A. SOFIA: Su un nuovo metodo di calcolo dello scostamento semplice medio, A. DE POLZER: Sulla « procreazione pianificata » negli Stati Uniti d'America, *Recensioni. Segnalazioni bibliografiche. Notiziario.*

Anno VIII, n. 2 (aprile-giugno 1948).

U. TEATINI: Interpolazione di serie cicliche, T. SALVEMINI: Il rendimento scolastico differenziale degli alunni e delle alunne secondo l'età, A. DE POLZER: Analisi della distribuzione fondiaria in Italia. *Recensioni. Segnalazioni bibliografiche. Notiziario.*

## RIVISTA NAZIONALE DI SCIENZE SOCIALI

Università Cattolica del Sacro Cuore

Milano - Piazza S. Ambrogio, 9

Vol. XX, aprile-giugno 1948:

F. VITO: Gli scambi internazionali in un mondo in trasformazione, G. Carpano: Di alcune forme di risparmio forzato e della loro importanza come fonte di capitale, G. Marchello: La ricerca sociologica, *Note e discussioni. Notiziario. Analisi di opere.*

luglio-settembre 1948:

L. Amoruso: Riflessioni sui concetti di interesse, rendita, profitto, R. Guadagnini: Su alcune critiche alla teoria ricardiana relativa al prestito pubblico, F. Oulès: Les principes d'un système économique nouveau: l'économie harmonisée. *Note e discussioni. Necrologio (Jacopo Mazzei). Notiziario. Analisi di opere.*

ottobre-dicembre 1948:

A. Smid: Caratteristiche comuni e divergenze fra i piani economici dei Paesi dell'Europa orientale, F. Duchini: Le riforme di struttura dell'impresa e i compiti dei consigli di gestione, F. Oulès: Les différences entre l'économie harmonisée et les autres principaux types d'économie. *Note e discussioni. Notiziario. Analisi di opere.*

# Considerazioni su alcuni fenomeni demografici nella popolazione italiana dell'Eritrea, dal 1882 al 1923.<sup>(1)</sup>

SOMMARIO: 1) La popolazione italiana secondo il luogo di nascita, e la emigrazione siciliana; 2) In particolare dei nati in Eritrea; 3) Le statistiche della occupazione e la composizione delle famiglie naturali secondo la condizione sociale del capo famiglia; 4) I matrimoni e la età media delle spose; 5) I concepimenti antenuziali; 6) Considerazioni sull'andamento della nuzialità; 7) Considerazioni sulla fecondità legittima e complessiva; 8) Ancora sulla fecondità legittima; 9) La mortalità infantile e il rapporto dei sessi alla nascita; 10) *Appendice*: nati vivi da donne italiane e morti sotto un anno di età.

1) *La popolazione italiana secondo il luogo di nascita, e la emigrazione siciliana.* - A formare la popolazione italiana dell'Eritrea hanno contribuito tutte le parti d'Italia. Diamo qui di seguito la composizione percentuale ai vari censimenti, per grandissime ripartizioni geografiche, della popolazione dell'Eritrea, nata in Italia, e, insieme, la percentuale della popolazione italiana di ciascuna regione geografica:

Tav. XIV

LUOGO DI NASCITA O DI DIMORA	ERITREA Popolazione italiana secondo il luogo di nascita			ITALIA Popolazione presente		
	1904	1913	1921 (a)	1901	1911	1921
Italia Settentrionale . . . . .	37,6	37,8	39,4	43,9	45,1	45,5
Italia Centrale e Sardegna . . . . .	27,2	27,0	24,0	23,7	23,2	22,6
Italia Meridionale . . . . .	21,0	17,2	16,6	21,5	21,1	21,0
Sicilia . . . . .	14,2	18,0	20,0	10,9	10,6	10,9
Complesso . . . . .	100	100	100	100	100	100

(a) Per il 1921 la classificazione secondo il luogo di nascita comprende anche gli stranieri, ma sulla scorta dei dati del 1921 possiamo ritenere che i nati in Italia fra questi non rappresentino troppe unità.

(1) V. i precedenti articoli in argomento: « *Le origini della colonia Eritrea e i tentativi di colonizzazione agricola* » nella Rivista « *Africa* », Nn. 7-9, Roma, Luglio-Settembre 1947; e « *Sguardo alla demografia della popolazione italiana dell'Eritrea dal 1882 al 1923. Le rilevazioni della popolazione, fino al censimento del 1921* », in « *Rivista Italiana di Demografia e Statistica* ». Vol. II, n. 1-2, giugno 1948.



Dalle cifre esposte si rileva che gli Italiani dell'Italia centrale (Sardegna compresa) rappresentano, sul totale degl'immigrati in Eritrea, una frazione maggiore che sul totale della popolazione del Regno; i settentrionali e i meridionali (siciliani esclusi) una frazione minore. Ma le differenze non sono molto forti e, se si esclude dall'Italia centrale l'Abruzzo (che storicamente fa parte dell'Italia meridionale), le relative percentuali si attenuano fino quasi a uguagliare quelle del Regno, sì che si può dire che la popolazione italiana dell'Eritrea rappresenti abbastanza bene la composizione geografica della popolazione italiana, salvo una maggiore partecipazione degli elementi più meridionali, del Centro rispetto ai Settentrionali, e della Sicilia, rispetto ai Meridionali.

Tra i meridionali i siciliani hanno comportamento nettamente distinto dai continentali. La frequenza di questi diminuisce dall'uno all'altro censimento, sì che da valori superiori alla percentuale corrispondente nel Regno si passa a valori inferiori: all'opposto, la frequenza dei siciliani s'incrementa da un censimento all'altro, sì che aumenta nel tempo l'importanza che i siciliani hanno nella popolazione Eritrea, rispetto a quella del Regno.

A tale maggiore importanza numerica fa riscontro una caratteristica particolare della emigrazione siciliana verso l'Eritrea, che è bene espressa dalla composizione per sesso della popolazione nata in Italia:

Tav. XV

POPOLAZIONE ITALIANA	Femmine per 1000 maschi, secondo il luogo di nascita		
	1904	1913	1921
Italia Settentrionale . . . . .	153	186	215
Italia Centrale e Sardegna . . . . .	190	310	310
Italia Meridionale . . . . .	144	269	296
Sicilia . . . . .	259	486	473
Complesso . . . . .	175	280	296

Tutti i rapporti mostrano una netta tendenza all'aumento; i valori più bassi sono, in generale, quelli relativi all'Italia settentrionale, e i più alti quelli relativi alla Sicilia. Questi ultimi, però, si staccano nettamente da quelli del resto d'Italia, e attestano una emigrazione di carattere più familiare e più stabile di quella del resto d'Italia (1).

(1) Questa affermazione non sarebbe giustificata se i matrimoni classificati secondo il luogo di nascita degli sposi non mostrassero una elevata concordanza tra questi due caratteri. Il fenomeno è tale che non abbisogna di una particolare documentazione. Dall'Annuario statistico del Comune di Milano rilevo, ad es., che su 10459 matrimoni celebrati in Milano nel 1937, più della metà (5341) sono stati celebrati tra Lombardi, e circa i 3/4 (7348) tra cittadini dell'Italia settentrionale. E non è dubbio che la concordanza non è andata certo crescendo nel tempo, ed è certamente minore nelle città che non in campagna.

Riporto in appendice il numero annuo di nati vivi da donne italiane, in tutta la colonia Eritrea, fino al 1923. I dati sono stati da me ricavati dai registri di stato civile, presso il Municipio di Asmara, per la città di Asmara, e presso il Tribunale civile, per il restante territorio della Colonia, durante gli anni 1942 e 43. Data la eccezionalità del periodo, il lavoro è stato eseguito a intervalli, e *come possibile*, specie presso il Tribunale, dove non sono riuscito a rintracciare tutti i registri. Lo smarrimento di alcune carte non mi permette di dare l'elenco dei registri non consultati, ma poichè gli atti del movimento della popolazione in talune località della colonia non sono molti, e parecchi registri non contengono nessun atto, i nostri dati sono probabilmente errati per difetto, ma l'errore non può essere che di lieve entità (2).

2) *In particolare dei nati in Eritrea.* - Poichè tutti e tre i censimenti danno la classificazione degli italiani per luogo di nascita, e gl'italiani e gli assimilati insieme, nati in Eritrea, per anno di nascita, conviene eseguire il confronto tra le cifre ufficiali e quelle da me raccolte:

TAV. XVI

## NATI VIVI IN ERITREA

ANNI DI NASCITA	Nella popolazione									da donne italiane		
	europea e assimilata			italiana e straniera								
	e presenti in Eritrea alle date del											
	31-12-1904			31-12-1913			1-12-1921 <sup>o</sup>					
	M.	F.	Tot.	M.	F.	Tot.	M.	F.	Tot.	M.	F.	Tot.
Fino al 1889 . .	4	7	11	—	7	7				11	13	
Fino al 1904 . .	280	248	528	98	124	222						
(di cui italiani) .	197	167	364							188	181	369
Fino al 1906 . .							135	158	293	225	241	466
Fino al 1913 . .				330	369	699						
(di cui italiani) .				279	308	587				434	446	880
1907-21 . . . .							396	432	828	489	478	967
Fino al 1921 . .							531	590	1121	714	719	1434

(2) Colgo l'occasione per rendere pubbliche grazie al Commissario straordinario del Municipio di Asmara, Comm. Gaetano Inserra e al capo dell'Ufficio di Stato civile, cav. Piras, che hanno sempre agevolato le mie ricerche, e al Presidente del Tribunale civile, avv. di Mascio, per averle consentite, nelle pur evidenti difficoltà di personale e di spazio, allora esistenti.

Date le diverse fonti, occorre verificare se esista accordo tra le cifre riportate.

Il censimento del 1904 registra, nella popolazione italiana e assimilata, 517 individui sotto i 15 anni, nati in Eritrea: di questi circa 355, in cifra tonda, uno più uno meno (supponendo che 9 degli 11 nati tra il 1886 e il 1889 fossero italiani) erano italiani. Nel periodo 1890-1904, noi abbiamo rilevato n. 345 nati vivi da donne italiane, ma di questi, 64 ci risultano morti nel 1° anno di età. Non è dubbio che una cert'altra aliquota sia deceduta nella stessa Eritrea prima del censimento del 1904, e che una parte dei sopravvivenenti sia rientrata in Italia prima di questa data. Valutando con estrema prudenza queste due aliquote sulle quali non abbiamo indicazioni, risulta che non più di 260 (ma plausibilmente meno di 260) italiani nati da donne italiane potevano essere rilevati al 31-12-1904. La differenza di un centinaio d'individui è troppo forte perchè possa essere spiegata solo con errori. La mancanza di qualche registro non può, d'altra parte, incidere che sul numero dei nati di qualche anno, e non eccessivamente, dato l'addensamento della popolazione, e più delle nascite, in Asmara e in Massaua. Per la prima di queste città i dati sono certamente completi, e per la seconda, molto probabilmente, sono altrettanto completi.

Riporto nella tabella seguente, a dimostrazione dell'addensamento della popolazione come detto, la distribuzione della popolazione nella colonia, quale risulta ai vari censimenti:

TAV. XVII

	1893	1899	1904	1913	1921
	italiani		europel	italiani	
	Tot.	Tot.	F.	F.	Tot.
Commiss. Hamasien (Asmara) . . . . .	108	497	388	574	2436
Commiss. Massaua (Massaua) . . . . .	442	700	86	69	464
Altri Commissariati . . . . .	73	159	70	88	671
<i>Complesso</i> . . . . .	623	1356	544	731	3571

Inoltre, esiste un certo accordo tra le cifre delle nascite da donne italiane, da noi rilevate, e le cifre risultanti dal censimento del 1913, poichè, comunque si valutino gli stranieri, questo dà presenti a tale data poco più della metà dei 369 nati negli anni fino al 1904, e all'incirca 400 dei 511 nati tra gli anni 1905 e 1913 (estremi inclusi). Anche tenuto conto della bassa mortalità infantile verificatasi in questo periodo (12% circa) in confronto di quella del Regno, il rapporto 400/511 appare invero alquanto elevato, ma se

esso è affetto da errore — come crediamo — tale errore è molto più lieve di quello che risulta al precedente censimento.

Confrontate con le cifre del censimento del 1913, anche le cifre del censimento 1921 appaiono troppo elevate, specialmente quelle relative agli anni di nascita 1907-21.

Anche il confronto della popolazione sotto 1 anno di età, ai tre censimenti, col numero delle nascite da noi rilevate nell'anno precedente la data del censimento, è istruttivo:

Tav. XVIII

	31-12-1904 (europei e assimilati)			31-12-1913 (europei)			1-12-1921 (europei)		
	M.	F.	Tot.	M.	F.	Tot.	M.	F.	Tot.
Popolaz. sotto 1 anno di età . . .	36	45	81	41	43	84	52	42	94
dei quali nati in Eritrea . . . . .	36	38	74	39	40	79			
dei quali italiani . . . . .			≈50			≈60			
Nati da donne italiane nell'anno prec.	26	22	48	36	40	76	(46)	(34)	(80)
2/3 morti sotto 1 anno . . . . .	8	3	11	3	5	8	1	2	3
Sopravv. alla data del censimento . .	18	19	37	33	35	68	(45)	(32)	(77)

Le cifre tra parentesi, relative ad anno non solare (Dic. 1920 - Nov. 1921), non sono calcolate.

L'accordo tra le cifre del 1913 può stabilirsi ammettendo o approssimata per difetto la valutazione degli Italiani fra i censiti nati in Eritrea, o il rimpatrio di un certo numero di bambini italiani sotto 1 anno di età, o entrambe le ipotesi. Tra le cifre del 1904 e del 1921 sembra più difficile stabilire un accordo interno, in quanto occorre ammettere una immigrazione molto forte di bambini sotto 1 anno di età.

Un argomento, secondo me decisivo, il quale dovrebbe convincere della mia tesi che i tre censimenti del 1904, 1913, 1921 forniscono, per gl'Italiani nati in Eritrea e ivi dimoranti alla data dei censimenti, cifre non comparabili con le nostre, relative ai soli nati da donne italiane, è fornito dal rapporto fra i sessi relativo al censimento del 1904, che è quello che presenta le maggiori divergenze con i nostri dati.

Il censimento 1904 dà presenti circa 118 maschi per 100 femmine, mentre risultano nati, in tutto il periodo precedente, meno di 104 maschi per 100 femmine. Anche ammesso — e non concesso — che la nostra statistica delle nascite sia molto deficitaria, essa non può non riguardarsi come suffi-



cientemente rappresentativa dal punto di vista del rapporto dei sessi. Comunque, sarebbe ipotesi assolutamente fantastica ammettere che un centinaio di nascite possano colmare il divario esistente tra i due rapporti, che, in effetti, è maggiore di quel che appare, quando si consideri: 1°) che la mortalità infantile è di regola maggiore per i maschi che per le femmine, e in Eritrea il fenomeno risulta, se mai, un pò più marcato, come appare dai dati che esporremo più avanti; 2°) che non è giustificata la ipotesi che, dei giovani nati in Eritrea, si sieno trasferiti in Italia più femmine che maschi, in quanto, se mai, ragioni di studio dovevano consigliare d'inviare in Italia più i maschi che non le femmine, e, d'altra parte, è nota la maggiore riluttanza delle famiglie a far vivere fuori di casa le femmine, che non i maschi.

D'altra parte, entrambi i censimenti seguenti registrano un maggior numero di femmine che non di maschi, in accordo, per lo meno qualitativo, coi risultati della nostra rilevazione. E' plausibile quindi ritenere che le cifre dei vari censimenti comprendono, in numero vario, individui non nati da donne italiane (nè europee) tra i quali una forte prevalenza di maschi, per il censimento del 1904. La inclusione di questi individui non costituisce, come ho già detto, un errore, ma il primo affacciarsi, in un documento ufficiale, di un elemento demografico nuovo, i meticci, nati da italiani con donne indigene, che modifica alquanto la demografia della popolazione italiana. Trattandosi di bambini per i quali, di regola, il riconoscimento paterno, se ha luogo, si verifica parecchio tempo dopo la nascita, si comprende come, in assenza di precise norme speciali che chiariscano lo stato giuridico dei nati in terra Eritrea da un solo genitore bianco, si determinino differenze di opinioni e di giudizio da persona a persona e da tempo a tempo, onde prendono origine i criteri difformi che debbono aver presieduto alla compilazione dei vari censimenti. Tale difformità di criteri fa sì che non sia assolutamente possibile uno studio della demografia della popolazione italiana dell'Eritrea sulla sola scorta dei dati ufficiali.

Questa considerazione è soprattutto importante per la interpretazione dei dati dei tre censimenti. Dal 1° e dal 3° si ricava, per es., che i nati in Eritrea (europei e assimilati per il 1°, europei per il 3°) in età sotto i 15 anni, rappresentano, rispettivamente, circa i  $\frac{2}{3}$  e i  $\frac{4}{5}$  della corrispondente popolazione in Eritrea sotto i 15 anni. Questi rapporti sono evidentemente entrambi errati per eccesso se riferiti alla popolazione italiana, qualora per popolazione italiana s'intenda la sola popolazione metropolitana, meticci esclusi. Un valore più plausibile di tale rapporto si può ricavare dai dati del censimento del 1913, e questo valore si aggira intorno a  $\frac{1}{2}$ .

3) *Le statistiche della occupazione e la composizione delle famiglie naturali secondo la condizione sociale del capo famiglia.* - Esaminiamo ora le statistiche della occupazione, fornite dai tre censimenti. Di questi, solo il 3° specifica la posizione nella professione, e non mostra evidenti segni di troppo libera interpretazione della classificazione delle categorie professionali. Cito, ad es., i cantonieri stradali, inclusi tra gli addetti al commercio, nei censimenti del 1904 e 1913. Ci siamo quindi attenuti, sostanzialmente,

alla classificazione del 1921, e abbiano cercato di rielaborare i dati dei due censimenti precedenti sulla scorta di quelli dell'ultimo. I risultati sono esposti nella seguente tabella:

Tav. XIX

## OCCUPAZIONE DELLA POPOLAZIONE ITALIANA

OCCUPAZIONE		Censim. 1904			Censim. 1913			Censim. 1921 (1)		
		età ≥ 9 anni						età ≥ 10 anni		
		M.	F.	Tot.	M.	F.	Tot.	M.	F.	Tot.
Amministrazione pubblica	civili . . .	115	1	116	162	5	167	136	6	142
	militari . .	834	—	834	475	—	475	726	—	726
Totale . . . . .		949	1	950	637	5	642	862	6	868
Amministrazione privata . . . . .		65	—	65	57	—	57	37	6	43
Agricoltura e pesca . . . . .		62	—	62	43	1	44	47	—	47
Industrie: Edilizia, stradale, idraul. trasporti e viabilità . . . . .		130	—	130	157	—	157	375	7	382
Altre . . . . .		264	18	282	309	8	317	349	30	379
Totale . . . . .		394	18	412	466	8	474	724	37	761
Commercio . . . . .		81	10	91	96	5	101	202	6	208
Credito e assicurazione . . . . .		—	—	—	—	—	—	83	4	87
Culto . . . . .		11	19	30	22	29	51	32	31	63
Professioni e arti liber. . . . .		50	15	55	26	5	31	82	30	112
Servizi domestici . . . . .		5	9	14	3	11	14	1	7	8
Studenti, seminaristi collegiali . . .		20	20	40	70	77	147	138	110	248
Attend. cure domestiche . . . . .		27	240	267	—	354	354	—	651	651
Pensionati . . . . .		7	1	8	13	6	19	4	9	13
Pensionati, condiz. non professionali, professione ignota . . . . .		—	—	—	—	—	—	27	32	31
Complesso . . . . .		1671	323	1994	1433	501	1934	2239	902	3141

(1) Popolazione italiana e straniera.

Le statistiche sulla occupazione presentano inconvenienti che solo in parte sono attribuibili a deficienze della rilevazione. Esistono attività che è difficile inquadrare in uno schema prestabilito, ed individui che esercitano più attività, per i quali la classificazione va eseguita in base al criterio soggettivo dell'attività prevalente. E poichè la specializzazione è fenomeno connesso collo sviluppo delle società umane, non è dubbio che tali inconvenienti dovessero presentare maggiore importanza nella piccola collettività dell'Eritrea. Inoltre tutti i censimenti diminuiscono il numero dei dipendenti dalla pubblica Amministrazione, escludendo, per es., dal computo dei dipendenti dall'Amministrazione medici e infermieri, insegnanti, per i quali spesso si verifica che l'esercizio della libera professione diventa attività prevalente o esclusiva solo dopo un più o meno lungo tirocinio presso le Amministrazioni pubbliche. In particolare, nell'elenco delle ditte dei commercianti e dei professionisti dell'Eritrea al 1° gennaio 1911, riportato dall'Annuario dell'Italia all'estero e delle sue colonie, per il 1911 (1), non è inserito nè il nome di un insegnante, nè quello di un medico o di una levatrice, il che prova che questi erano tutti dipendenti dall'Amministrazione coloniale. Ma si tratta di piccoli numeri e, grosso modo, le cifre dei 3 censimenti sono confrontabili e significative. Da esse ricaviamo:

Tav. XX

## OCCUPAZIONE DELLA POPOLAZIONE

	Italiana		Italiana e straniera	di cui plausibil. italiani (2)
	1914	1913	1921	
Amministrazione pubblica . . . . .	949	637	862	860
Amministrazione privata, Agricoltura, Industria, Commercio e Credito . . . . .	611	662	1093	950

Non calcoliamo rapporti, perchè le cifre hanno valore soltanto indicativo. Il numero dei dipendenti dall'Amministrazione coloniale è certamente maggiore di quanto denuncino le cifre, ed è difficilmente determinabile la importanza di quella parte delle attività industriali e commerciali che traggono i loro principali proventi dalle spese dell'Amministrazione (industrie edilizie, stradali, idrauliche, trasporti e viabilità, in specie). Occorre considerare che, oltre ai militari italiani, l'Amministrazione coloniale provvede al mantenimento delle truppe di colore, che sono molto più numerose.

Malgrado ciò, le cifre conservano un proprio significato, e non è dubbio che esse denuncino la progressiva formazione di una vita locale autonoma, non totalmente ancorata allo Stato. La maggior parte degli Italiani, per non

(1) Editto da: Istituto Coloniale Italiano, Roma, 1911.

(2) Per determinare le cifre dell'ultima colonna è stata tenuta presente la classificazione per professione degli stranieri nel 1913.

dire la quasi totalità, giungeva in Eritrea al servizio dello Stato: tutti i militari e gran parte dei civili. Da questi si formarono, poco a poco gli artigiani e i piccoli commercianti che formarono la popolazione italiana dell'Eritrea. Non furono pochi i militari provenienti dal Regno, che chiesero di essere congedati in colonia: qui spesso, già esercitavano mansioni civili alle dipendenze dell'Amministrazione, o avevano trovato lavoro quali operai. Poi si chiedeva la concessione di una piccola area edificabile e un pezzetto di terra per orto e giardino; sovente la concessione agricola. Queste di regola non avevano fortuna, e servivano a piccoli commerci che l'Amministrazione cercava di stroncare: ma l'agricoltura era un'attività condannata in Eritrea per l'assenza di un mercato.

Soltanto per il censimento del 1921 possediamo la classificazione delle famiglie secondo la condizione del capo famiglia. Se consideriamo, invece degli addetti all'Amministrazione pubblica e degli addetti all'amministrazione privata, agricoltura industria commercio e trasporti, il numero dei componenti le famiglie di tali addetti, maschi e femmine, si ha un totale di circa 1200 contro oltre 2400 (1). Queste cifre, per quanto approssimative, mostrano che in realtà il processo accennato era, nel 1921, alquanto più avanzato che non mostrassero le cifre precedenti.

Convien anche comparare la composizione media delle famiglie naturali (famiglie esclusi i domestici e gli estranei e inclusi i parenti e affini temporaneamente assenti) nell'Eritrea, con quella del Regno:

Tav. XXI

## POPOLAZIONE ITALIANA E STRANIERA, 1921

CONDIZIONE SOCIALE	Composizione media delle famiglie		(2) — (1)	Composizione media delle famiglie	
	Eritrea	Regno		Eritrea	Regno
	(1)	(2)		cifre relative	
Agricoltori cond. terreni propri . . . . .	3,5	5,1	1,6	1,15	1,13
Fittavoli . . . . .	—	6,4	—	—	1,42
Mezzadri . . . . .	1,0	6,8	5,8	0,36	1,51
Contadini giornalieri, boscaioli, ecc. . . . .	2,5	4,6	2,1	0,89	1,02
Industriali e commercianti (padroni, dirigenti, capi aziende) . . . . .	3,8	4,5	0,7	1,36	1,00
Esercenti vendite generi alimentari (padroni)	3,5	4,6	1,1	1,15	1,02
Artigiani e lavoratori p. p. conto (eccetto aziende agricole) . . . . .	4,3	4,5	0,2	1,54	1,00
Operai salariati (eccetto aziende agricole) . .	2,8	4,2	1,4	1,00	0,93
Persone servizio e fatica, garzoni . . . . .	2,0	4,1	2,1	0,71	0,91
Professionisti, artisti, add. culti . . . . .	2,5	3,5	1,0	0,89	0,78
Ufficiali, impiegati aziende pubbliche, banche	2,3	4,0	1,7	0,82	0,89
Impiegati aziende private, commessi negozi .	2,5	3,9	1,4	0,89	0,87
Pensionati . . . . .	3,0	3,4	0,4	1,07	0,76
Possidenti e benestanti . . . . .	1,9	3,4	1,5	0,68	0,76
Attendenti casa, professionisti incerte, ignote .	1,8	1,8	0,0	0,64	0,40
Complesso . . . . .	2,8	4,5	1,7	1,00	1,00

(1) Queste cifre sono desunte dai dati del Censimento del 1921, approssimando per eccesso la prima e per difetto la seconda.



Esiste una differenza sistematica tra la composizione media delle famiglie naturali nel Regno e in colonia, e ciò è spiegato facilmente dalla considerazione che gli ascendenti e i collaterali che formano, insieme ai figli e al coniuge, la famiglia naturale, spesso non seguono il capo famiglia che si trasferisce in colonia, e che, d'altra parte, la esistenza di collaterali, e specie ascendenti spesso costituisce un ostacolo al trasferimento delle unità familiari in colonia. Inoltre, le famiglie che si formano in colonia più spesso sono prive di collaterali e ascendenti conviventi, specie da parte dello sposo. La differenza è forte (1,7), ma essa è tutt'altro che uniforme nelle varie categorie professionali, variando da un minimo nullo a un massimo di 5,8. Questi casi estremi riguardano un piccolo numero di famiglie, e hanno dubbio significato. Notiamo invece che la differenza è minima (0,2) per gli artigiani e lavoratori per proprio conto, seguiti a breve distanza dagli industriali e commercianti e dagli esercenti rivendite di generi alimentari. Queste tre categorie hanno quasi lo stesso numero medio di componenti nel Regno. In colonia cominciano a differenziarsi, ma si comportano solidamente nell'allontanarsi verso il massimo della composizione media della restante popolazione: E' osservazione comune quella della maggiore solidarietà tra i membri di una stessa famiglia, nelle classi artigiane della popolazione. Il lavoro, e quindi il benessere, dipendendo anzitutto dalla capacità e dalla iniziativa individuali, meno aspre sono la concorrenza e le invidie e più sentito il bisogno di mutuo appoggio. In Eritrea specialmente, dove un artigianato indigeno si può dire non esistesse, dove il piccolo commercio e la piccola industria (l'industria eritrea era tutta piccola industria, e parte preponderante aveva la industria molitoria), avevano anche un vasto mercato indigeno da creare, più sentito doveva essere il bisogno e il desiderio di più ampie unità familiari. Queste tre categorie costituiscono, in fondo, in Eritrea, quasi una unica classe sociale, che affonda, con più larga base, le sue radici nella terra eritrea, e dalla quale verranno, in prosieguo di tempo, i grossi commercianti, gli industriali, i proprietari.

Gli operai salariati rispecchiano la composizione media delle famiglie naturali nel complesso della popolazione, con uno scarto in più rispetto al Regno. Dall'altro lato della scala, con un leggero regresso rispetto al Regno, la categoria più importante è quella degl'impiegati dello Stato, ufficiali compresi, e delle aziende pubbliche, per i quali una parte dell'innegabile miglior tenore di vita in colonia potrebbe pertanto essere anche ascritto a una più snella composizione della famiglia.

Concludendo, in circa un quarto di secolo si era andata formando in Eritrea una popolazione italiana, in parte nata nella colonia, nella quale perde progressivamente d'importanza la classe dei diretti dipendenti dello Stato, che rappresentava, all'inizio, la quasi totalità della popolazione italiana. E' una popolazione la cui composizione si allontana rapidamente da quella della popolazione europea nelle colonie di sfruttamento per assumere la struttura

giovanile della popolazione della madre patria (1): si attenua gradatamente la sproporzione iniziale tra i sessi e si sviluppa la popolazione infantile. Ciò appare specialmente quando si faccia astrazione dall'elemento militare, al quale era preclusa la possibilità di trasferire la famiglia in colonia:

Tav. XXII

CLASSI DI ETÀ	Composizione della popolazione civile per età e per sesso (cifre percentuali)																	
	Popolazione italiana Eritrea									Popolazione italiana e straniera Regno								
	1904			1913			1921			1901			1911			1921		
	M.	F.	Tot.	M.	F.	Tot.	M.	F.	Tot.	M.	F.	Tot.	M.	F.	Tot.	M.	F.	Tot.
0/15 . . . . .	21	39	27	27	43	33	27	41	32	35	33	34	35	33	34	32	30	31
15/55 . . . . .	72 <sup>a</sup>	58 <sup>a</sup>	67 <sup>a</sup>	64 <sup>c</sup>	52 <sup>c</sup>	59 <sup>c</sup>	65	54	61	51	53	52	51	53	52	53	55	54
> 55 . . . . .	7 <sup>b</sup>	3 <sup>b</sup>	6 <sup>b</sup>	9 <sup>d</sup>	5 <sup>d</sup>	8 <sup>d</sup>	8	5	7	14	14	14	14	14	14	15	15	15
Totale	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100
Complesso	67,8	32,2	100	62,3	37,7	100	59,5	40,5	100	49,75	50,25	100	49,75	50,25	100	47,3	52,7	100

(a): 15/54, (b): > 54, (c): 15/53, d): > 53.

La proporzione dei sessi nella popolazione civile è soddisfacente per una colonia anche se, avuto riguardo alla sola popolazione bianca, il percento delle femmine debba essere un po' diminuito. Tenuto conto soprattutto della popolazione femminile, la popolazione complessiva è fin troppo giovanile: alla scarsa frequenza delle classi di età più avanzate fa riscontro una troppo elevata frequenza di minori di 15 anni, fatto questo che denuncia, più che una molto elevata fecondità, la inclusione di bambini non nati da donne bianche.

I dati ufficiali non parlano di questo elemento demografico nuovo, sorgente dall'incrocio dell'elemento maschile bianco con l'elemento femminile indigeno. Ma esso si mescola fin dal principio all'elemento bianco, e non è possibile separarne gli effetti, se non a mezzo di inchieste speciali.

(1) Non è agevole trarre dalle pubblicazioni ufficiali di altri Stati notizie sulla situazione demografica delle rispettive colonie, nei riguardi della popolazione bianca della madre patria. Nell'annuario 1920 della camera di commercio di Gibuti trovo che la popolazione europea di Gibuti « si può valutare a circa 600 » unità, dei quali 150 francesi. Nel 1921 erano a Massaua 505 italiani. Nell'annuario del Madagascar per il 1917, dall'elenco per professioni degli europei e assimilati della provincia di Tananariva rilevo che, missionari esclusi, su 404 francesi, 331 erano maschi e 73 femmine, delle quali ultime, solo 33 senza professione. Tale statistica non pare comprenda i dipendenti civili e militari dell'Amministrazione.

4) *I matrimoni e la età media delle spose.* - Fino a tutto l'anno 1923 abbiamo rilevato in Eritrea n. 340 matrimoni civili tra italiani bianchi, ripartiti per periodo e a seconda che la sposa abbia oppure no avuto figli in Eritrea, come indicato nella tabella seguente:

Tav. XXIII

## POPOLAZIONE ITALIANA

	Matrimoni civili celebrati in Eritrea							
	Cifre assolute				Cifre relative			
	fino al 1904	1905 1913	1914 1923	fino al 1923	fino al 1904	1905 1913	1914 1923	fino al 1923
Senza figli nati in Eritrea . . . . .	41	34	62	137	39	36	44	40
Con figli nati in Eritrea . . . . .	64	61	78	203	61	64	56	60
<i>In complesso</i> . . . . .	105	95	140	340	100	100	100	100

Non disponiamo, per l'Italia, della ripartizione dei matrimoni a seconda che abbiano avuto o meno figli, ma cifre indicative possiamo trarre da altri Stati. Per es., la percentuale dei matrimoni infecondi sul totale dei matrimoni disciolti per morte di uno di coniugi si aggira sull'11/12% tra il 1908 e il 1928 per l'Australia; intorno al 27% per la città di Budapest, negli anni dal 1903 al 1912; mentre per la Svizzera è del 10,7 e 20,8 rispettivamente per le donne svizzere sposate in età minore e in età maggiore di 25 anni, nel decennio 1881-90, il cui matrimonio sia stato disciolto nel periodo 1905-11, dopo almeno 15 anni di durata feconda; e del 12,1 e 21,1%, per le donne non svizzere (1).

La fecondità delle italiane essendo molto più vicina a quella delle austriache e svizzere che non a quella delle donne di Budapest, nè essendo ragioni per ritenere la fecondità delle italiane in Eritrea minore di quella nel Regno, anzi, se mai, il contrario; le cifre percentuali sopra riportate denunciano certo il fatto che una più o meno larga parte delle donne sposate in Eritrea hanno avuto i loro figli in Italia.

Occorre però controllare se una maggiore percentuale di matrimoni infecondi non sia eventualmente giustificata da una maggiore età al matrimonio

(1) C. GINI, *La intensità della diminuzione della fecondità matrimoniale secondo l'età della madre*, in «Atti del Congresso internazionale per gli studi sulla popolazione», Roma 1931, vol. II.

delle donne sposate in Eritrea. A questo scopo confrontiamo le distribuzioni per età delle donne sposate in Eritrea con le analoghe delle donne sposate in Italia:

TAV. XXIV

## POPOLAZIONE ITALIANA

	Distribuzione delle spose per età al matrimonio								
	fino al 1904			1905 - 1913			1914 - 1923		
	< 25	25/35	> 35	< 25	25/35	> 35	< 25	25/35	≤ 35
Con figli (in Eritrea) . . . . .	71,1	27,0	1,9	72,2	24,1	3,7	78,4	20,3	1,3
Senza figli (in Eritrea) . . . . .	47,5	40,0	12,5	41,2	29,4	29,4	55,2	27,6	17,2
<i>Complesso</i> . . . . .	60,8	32,6	6,6	60,2	26,1	13,7	68,2	23,5	8,3
	1901-1905						1917-1921		
Italia . . . . .	66,1	25,2	8,7	68,0	24,5	7,5	55,6	36,6	7,8

In effetti, per i primi due periodi, le donne sposate in Eritrea sembrano, in media, di età maggiore che non quelle del Regno, risultando eccedenti, per il 1°, la frequenza delle spose della classe di età 25-34 e per il 2° la frequenza delle classi di età  $\geq 25$ , e deficitaria, in entrambi, la frequenza della classe di età  $< 25$ . Per il 3° periodo risulta eccedente in Eritrea la frequenza della classe di età più giovanile, ma è da osservare che gli anni considerati per l'Italia risentono della influenza delle perturbazioni provocate dalla guerra. Per il 1927 le frequenze diventano per l'Italia: 64,9 - 28,0 - 7,1. Per il 1° periodo il risultato è contraddetto dalle cifre della Tav. XXV, e la diversa ampiezza dei due periodi considerati non basta a rendere conto della differenza, che è probabilmente da cercare nel metodo di calcolo delle età medie, adottato dalla statistica ufficiale. Ad ogni modo resta constatata solo una più elevata età media in Eritrea, durante il secondo periodo, la quale è probabilmente connessa alla maggiore facilità di sposare, dovuta al ristretto numero di donne, che doveva necessariamente avvantaggiare le donne meno giovani, e al relativamente rilevante numero di celibi che, stabilitisi definitivamente in Eritrea, sentivano più forte il bisogno di creare una famiglia, o di legalizzare la situazione familiare già esistente di fatto; solo in seguito doveva far sentire la propria influenza, o far prevalere la propria influenza, il fattore ambiente, e l'anticipazione della maturità sessuale.

Nella valutazione delle percentuali dei matrimoni celebrati in Eritrea e senza figli nati in Eritrea, occorre tener presente che la fine del 3° periodo concorda con la fine del periodo di osservazione. La più breve durata media di osservazione giustifica la maggiore percentuale riscontrata di matrimoni senza figli, mentre per effetto della minore età media delle spose se ne sarebbe aspettata una minore, a parità di altre condizioni.

In complesso credo di valutare, grosso modo e prudentemente, che oltre il 20% dei matrimoni celebrati in Eritrea hanno dato figli in Italia.



Ecco l'andamento dell'età media degli sposi e delle spose nei tre periodi considerati, messo a confronto con quello del Regno:

TAV. XXV

## POPOLAZIONE ITALIANA

	Età media al matrimonio					
	Spose			Sposi		
	fino al 1904	1905-13	1914-23	fino al 1904	1905-13	1914 1923
Con figli (nati in Eritrea) . . . . .	22,9	23,0	21,7	30,4	31,6	29,4
Senza figli » . . . . .	26,3	30,9	27,2	32,9	35,3	34,5
<i>In Complesso</i> . . . . .	24,3	26,1	24,1	31,7	33,0	31,6
Regno . . . . .	24,9	24,5	25,3	29,4	28,7	29,7

5) *I concepimenti antenuziali.* - Per circa  $\frac{2}{3}$  di tutti i matrimoni con figli, il concepimento del primogenito è avvenuto dopo il matrimonio; nei  $\frac{2}{9}$  dei casi il matrimonio è intervenuto durante una gravidanza; e in  $\frac{1}{9}$  dei casi il matrimonio era già stato preceduto dalla nascita di uno e anche più figli. Le età medie delle spose differiscono sistematicamente in queste tre masse di matrimoni:

TAV. XXVI

## POPOLAZIONE ITALIANA

	Età media al matrimonio delle spose che hanno concepito il primogenito			
	fino al 1904	1905-1913	1914-1923	Complesso
Dopo le nozze . . . . .	21,3	21,8	20,7	21,3
Nei 9 mesi prima delle nozze . . . . .	22,3	23,5	22,4	22,8
Più di 9 mesi prima delle nozze . . . . .	25,7	24,1	24,2	24,5

La maggiore età media delle spose nei matrimoni con concepimento antenuziale del primogenito, fa prevedere che il rapporto dei primogeniti nati

nei primi 9 mesi di matrimonio al totale dei primogeniti nati nel corso del matrimonio, debba aumentare col crescere dell'età delle spose. Infatti troviamo:

TAV. XXVII

## POPOLAZIONE ITALIANA

ETÀ DELLA MADRE AL MATRIMONIO	Percentuale dei primogeniti nati durante i primi 9 mesi di matrimonio al totale dei primogeniti nati nel corso del matrimonio			
	fino al 1904	1905-1913	1914-1923	Complesso
Meno di 25 anni . . . . .	12,5	24,3	21,8	20,2
Più di 25 anni . . . . .	18,2	35,7	40,0	32,5
Tutte le età note . . . . .	16,2	27,5	25,7	23,2

Su tali rapporti influiscono cause sistematiche di errore derivanti dal fatto che sia il numeratore che il denominatore sono relativi ai soli matrimoni con figli nati in Eritrea, e non a tutti i matrimoni con figli. E' plausibile che proprio a causa del concepimento alcuni primogeniti non sieno stati fatti nascere in Eritrea, mentre tra i matrimoni con concepimento post-nuziale non è dubbio che maggiormente contribuiscano ai primogeniti non nati in Eritrea i matrimoni nei quali maggiore è stato l'intervallo protogenesico.

Istruttiva in proposito è la distribuzione dei matrimoni con figli a seconda della distanza dal matrimonio della nascita del primogenito.

TAV. XXVIII

## POPOLAZIONE ITALIANA

	Matrimoni con figli secondo l'intervallo tra matrimonio e nascita del primogenito													
	Cifre assolute							Cifre relative						
								intervallo in mesi						
	<0	0/9	9/21	21/33	33/69	>69	Com- plesso	<0	0/9	9/21	21/33	33/69	>69	Com- plesso
Fino al 1904 . . . . .	11	11	33	1	8	—	64	17,2	17,2	51,6	1,5	12,5	—	100
1905-1913 . . . . .	5	15	32	2	—	2	61	8,2	24,5	52,5	3,3	8,2	3,3	100
1914-1923 . . . . .	7	18	43	5	5	—	7	9,0	23,1	55,1	6,4	6,4	—	100
Complesso	23	44	303	8	18	2	203	11,3	21,7	53,2	3,9	2,9	1,0	100

Dalla tabella si rileva che la percentuale dei primogeniti concepiti nel 2° anno di matrimonio (nati dal 22° al 33° mese di matrimonio) è minore della percentuale dei primogeniti concepiti nel complesso dei 3 anni successivi. Per correggere tale assurdo risultato ricalcoliamo le percentuali della tabella precedente tenendo conto anche dei matrimoni che appaiono senza figli perchè non hanno avuto nessun figlio in Eritrea: le cifre sono riportate nella Tav. XXIX.

I matrimoni che non hanno dato figli in Eritrea si possono distinguere in tre gruppi: matrimoni infecondi, matrimoni con concepimento antenuziale, matrimoni con concepimento post-nuziale, e specialmente nel 2° anno. Cause particolari debbono aver contribuito ad elevare la percentuale dei matrimoni senza figli in Eritrea nel 1° e nell'ultimo periodo di tempo da noi considerato: nel 1° la omissione della denuncia dei nati vivi, morti brevis-

Tav. XXIX

## POPOLAZIONE ITALIANA

	Su 100 donne sposate in Eritrea hanno avuto figli alle seguenti distanze (in mesi) dal matrimonio							
	< 0	0/7	9/21	21/33	33/69	≥ 69	mai	Com- plesso
Fino al 1901 . . . . .	10,5	10,5	31,3	1,0	7,6	—	39,1	100
1905-1913 . . . . .	5,3	15,7	33,7	2,1	5,3	2,1	35,8	100
1914-1923 . . . . .	5,0	12,8	30,7	3,6	3,6	—	44,3	100
Complesso . . . . .	6,8	12,9	31,8	2,3	5,3	0,6	40,3	100

simo tempo dopo la nascita, nelle località più discoste dai centri maggiori; e la breve durata media del matrimonio nel 3° periodo. Fondandoci, per queste ragioni, sulle sole cifre del periodo 1905-13 e valutando, molto probabilmente per eccesso, i matrimoni infecondi a circa il 12% del totale; supposto essere i concepimenti del 2° anno circa 1/3 dei concepimenti del 1° anno di matrimonio; supposto essere i concepimenti dei 3 anni successivi circa uguali, in complesso, a quelli del 2° anno, risulterebbe, per i concepimenti antenuziali, una percentuale di circa il 25%.

L'aumento, con l'età della madre al matrimonio, della percentuale dei concepimenti antenuziali sul totale dei concepimenti avvenuti nel corso del matrimonio, denunciato dalla Tav. XXVII, è un fatto contrario a quello stabilito dai dati noti, relativi alla Confederazione Australiana, alla Svezia e a Zurigo (1). In tutti questi paesi, le percentuali dei concepimenti antenuziali,

(1) C. GINI, *La intensità della diminuzione della fecondità matrimoniale, ecc.*, già cit., tavv. pagg. 39-42.

al crescere dell'età della madre, da valori sempre superiori al 50%, ma che in qualche caso oltrepassano anche l'80%, diminuiscono, più o meno regolarmente, anche al disotto del 10%. Vero è che non sempre i valori minimi sono raggiunti nella classe delle età più elevate, ma anche nella classe precedente, e non è raro per la Confederazione australiana, e in particolare per la Nuova Galles del Sud, che il minimo assoluto regredisca ulteriormente (nella classe 30-34) verso le classi centrali di età, o che in tali classi compaia un minimo relativo (classe 30-34): cioè, per la Confederazione australiana e Zurigo, negli ultimi due anni (1929 e 30) dei sette considerati (1924-30), si osserva una certa ripresa dei concepimenti antenuziali, per le spose delle età più avanzate (1). Correlativamente, il regolare incremento della percentuale dei matrimoni puri (con concepimenti postnuziali) con la età della sposa, subirebbe un arresto verso le età più elevate, e si muterebbe più oltre anche in diminuzione, ma ciò non toglie che, nel complesso, alle età giovanili non corrispondano frequenze di matrimoni puri molto più basse che alle età più mature.

Può spiegarsi la minore percentuale dei matrimoni puri per le spose di età  $> 25$  anni, risultante in Eritrea, con una diversa incidenza dei matrimoni il cui primogenito non è nato in Eritrea, sulle due classi dei matrimoni con concepimenti ante e postnuziali?

Se rapportiamo i matrimoni con concepimenti antenuziali a tutti i matrimoni con e senza figli nel corso del matrimonio (esclusi quelli con figli nati prima del matrimonio), si hanno le cifre percentuali riportate nella tabella seguente:

Tav. XXX

## POPOLAZIONE ITALIANA

ETÀ AL MATRIMONIO	Su 100 donne sposate in Eritrea, che risultavano senza figli alle nozze, ebbero in Eritrea							
	Fino al 1924		1905-1913		1914-1923		Complesso	
	concepimenti antenuziali	0 figli	concepimenti antenuziali	0 figli	concepimenti antenuziali	0 figli	concepimenti antenuziali	0 figli
< 25 . . . . .	7,8	37,3	17,6	27,5	13,8	36,8	13,2	34,4
> 25 . . . . .	6,2	65,6	14,7	58,8	14,6	63,4	12,1	62,6
Tutte le età note	7,2	48,2	16,5	40,0	14,1	45,3	12,8	44,6
Tutte le età . .	11,7	43,6	16,7	39,1	13,5	46,6	13,9	43,2

(1) In verità, nei dati cui mi riferisco è considerata l'età della madre alla nascita del primogenito anziché al matrimonio, ma poichè consideriamo le nascite intervenute nei primi 9 mesi dal matrimonio, tra le due età esiste uno scarto abbastanza piccolo, la cui influenza, se pur modifica la distribuzione delle frequenze dei nati secondo la durata del matrimonio, come mostra la statistica italiana dei tempi recenti, che è fatta sia per età al matrimonio che al parto, non può inficiare le nostre considerazioni.



Solo per il periodo 1914-23 la frequenza dei concepimenti antenuziali resta maggiore per le donne di età al matrimonio  $> 25$  anni, rispetto alle più giovani, ma la differenza è di solo 0,8%. E' plausibile che buona parte dei primogeniti nati non in Eritrea provenga da concepimenti antenuziali per le madri più giovani, e solo una aliquota molto meno importante per le madri meno giovani, ma, corretto il deficit che si riscontra nei concepimenti del 2° anno anche per le spose sotto i 25 anni (per quanto più attenuato che nel gruppo delle spose sopra i 25 anni) può risultare una maggiore frequenza dei concepimenti antenuziali tra le donne più giovani rispetto alle meno giovani, ma lo scarto risulta molto attenuato rispetto ai paesi sopra considerati, e le percentuali piuttosto modeste (1).

6) *Considerazioni sull'andamento della nuzialità.* - Non possiamo calcolare quozienti di nuzialità per l'Eritrea, nè se potessimo, sarebbero confrontabili con quelli del Regno, data la particolare composizione per età della popolazione della prima. Si può tuttavia tentare di calcolare, grosso modo, quale sarebbe dovuto essere, nei vari periodi, il numero dei matrimoni in Eritrea se una nubile o vedova, sopra i 15 anni avesse avuto la stessa probabilità di sposarsi che nel Regno, e confrontare questi numeri con quelli da noi rilevati.

Dai censimenti italiani ricaviamo le seguenti cifre, in milioni:

	1-1-1882	10-2-1901	14-6-1911	1-12-1921
Nubili e vedove in età $> 15$ anni . . . . .	4,5	4,9	5,3	6,4

I dati del 1921 si riferiscono ai nuovi confini del Regno. Il fenomeno della nuzialità risulta, nel Regno, molto fortemente perturbato dalla guerra. Volendo ridurre il confronto ai soli due primi periodi dei 3 considerati per la Eritrea, calcoliamo, con una interpolazione grafica, il numero medio delle donne coniugabili di età  $> 15$  anni, nel Regno, e ragguagliamo ad essi il numero medio dei matrimoni verificatisi nei corrispondenti periodi:

	R E G N O	
	1886-1904	1901-1913
Media annua dei matrimoni (in migliaia) . . . . .	237	265
Donne coniugabili $> 15$ anni (in migliaia) . . . . .	4600	5200
Probabilità media annua di sposare . . . . .	5,1 %	5,0 %

(1) Per l'Italia si posseggono dati solo per gli anni più recenti, dal 1930 in poi, ed è plausibile che la frequenza dei concepimenti antenuziali sia andata crescendo nel tempo: pure il confronto delle cifre autorizza a ritenere che la frequenza dei matrimoni puri fosse in Eritrea alquanto più elevata che non in Italia.

In Italia, in entrambi i periodi, circa il 5% delle donne coniugabili, contraeva matrimonio. Se come numero medio delle donne coniugabili assumiamo, in Eritrea, quello risultante ai censimenti del 1904 e del 1913, commettendo così due errori per eccesso certamente notevoli, e il primo maggiore del secondo, otteniamo come numero dei matrimoni in Eritrea, a pari probabilità di sposare, rispettivamente 98 e 57 per il primo e il secondo periodo. Entrambi questi numeri risultano inferiori ai corrispondenti da noi rilevati (105 e 99), il primo di poco, il secondo di molto, ma tenuto conto del maggiore errore dal quale è affetto il numero medio delle donne coniugabili nel primo, non siamo certo lontani dal vero se crediamo di poter concludere che la probabilità di sposare si è mantenuta, in Eritrea circa doppia di quella del Regno.

Per quanto riguarda il periodo 1914-23 la influenza perturbatrice della guerra, sia sulla diminuzione dei matrimoni in Italia, sia sul numero delle coniugabili, attraverso il forte aumento del numero delle vedove, e il cambiamento dei confini, impongono maggiori cautele nella valutazione della probabilità di sposare. Estrapolando graficamente il numero delle donne coniugabili dato dai censimenti del 1882, 1901, 1911, ottengo, alla fine del 1923, un valore di circa 6,4 milioni, e valuto prudentemente a 5,4 milioni il numero delle coniugabili a metà periodo, che assumo come numero medio delle possibili spose. Il numero medio dei matrimoni essendo 273 mila, si ottiene una probabilità del 4,7%, plausibilmente errata per eccesso. Assunto come numero medio delle donne italiane coniugabili in Eritrea il numero che risulta al censimento del 1921 per la popolazione italiana e straniera (310), diminuito di una valutazione prudenziale delle straniere (20), cioè 290, i 140 matrimoni del decennio danno una probabilità media annua del 4,8%. Questo risultato appare però molto discutibile.

Il numero di 310 nubili e vedove sopra i 15 anni presenta, rispetto al censimento precedente, un incremento dell'86% di fronte al 47% della popolazione civile e al 34% della popolazione complessiva. Abbiamo già osservato che i censimenti registrano, nella classe di età < 15 anni, tra la popolazione italiana, quale più quale meno, una certa aliquota di non nati da donne bianche. E' plausibile supporre che il censimento del '21 includa anche nella classe di età > 15 anni una certa aliquota di non nati da donne bianche, e la inclusione riesce particolarmente perturbatrice per le femmine, dato il minor numero complessivo di queste, e il numero medio di 290 donne italiane coniugabili, già errato per eccesso, anche perchè relativo a uno degli anni estremi del periodo in esame, in una popolazione in aumento, dovrebbe essere ulteriormente diminuito di una quantità non precisabile, ma niente affatto trascurabile. Ciò potrebbe portare a un notevole aumento del quoziente 4,8% già determinato per l'Eritrea, mentre quello del Regno deve essere presumibilmente diminuito di qualche unità. Ma per ottenere per l'Eritrea un quoziente circa doppio di quello dell'Italia, occorrerebbe che il numero medio delle coniugabili si riducesse circa alla metà, e ciò sembra molto difficile di potere ammettere. Mi sembra, piuttosto, sensato arguire dalle cifre una contrazione della nuzialità in Eritrea molto più forte di quella verificatasi in Italia, nel terzo periodo. Non mi pare che tale diminuzione possa con-

siderarsi effetto della guerra, in quanto solo la eco della guerra giunse nella lontana Eritrea, nè la guerra modificò la notevole sovrabbondanza maschile che ci ha indotto a considerare, nella nuzialità, il solo elemento femminile. Fino all'accertamento di nuovi elementi la questione dovrebbe restare insoluta (1).

La proporzione del numero dei maschi, celibi e vedovi, a quello delle femmine coniugabili è, grosso modo, ai tre censimenti, di 5, 4, 3, a 1, esclusi dal computo i militari. Se supponiamo lo stesso rapporto tra i numeri medi dei coniugabili, maschi e femmine, nei tre periodi, risulta una nuzialità maschile generalmente crescente nel tempo, ma notevolmente inferiore a quella del Regno.

Difficile mi sembra poter scorgere nei dati esposti, una tendenza propria della nuzialità, sia femminile che maschile, tendenza che non può, a mio parere, non restare nascosta, in tanta incertezza, dalla influenza preponderante della eccezionalità del rapporto fra i sessi in Colonia, che contribuisce ad aumentare fortemente la nuzialità femminile e a deprimere quella maschile. Nella dinamica della nuzialità, in conseguenza dell'alterato rapporto dei sessi, l'elemento femminile autoctono, donne indigene prima, donne indigene e nate da donne indigene con europei dopo, costituisce un fattore riequilibratore che tende a far diminuire la nuzialità femminile, e, attraverso i matrimoni misti, ad aumentare, in definitiva, la nuzialità maschile.

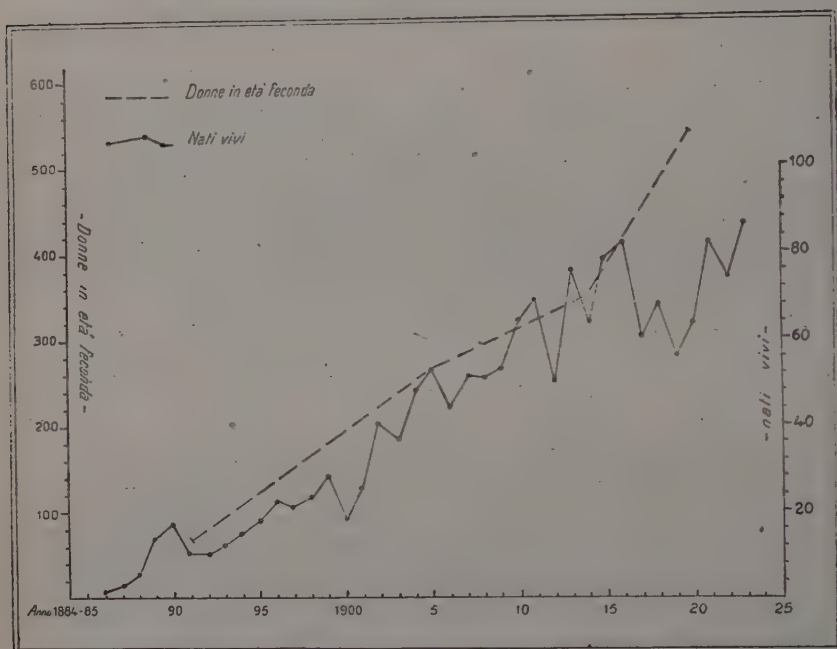
7) *Considerazioni sulla fecondità legittima e complessiva.* - Come per la nuzialità, non ha significato un quoziente di natalità generico per la popolazione italiana dell'Eritrea, data la sua particolare composizione per età e per sesso. Per cercare di approssimare la realtà occorre istituire il confronto tra i nati e la popolazione femminile. I dati non sono tali da permettere rapporti precisi, e per tale ragione preferisco cominciare a fissare le idee con un confronto grafico. Da questo appare (grafico 1) come la spezzata che dà il numero dei nati vivi nei successivi anni si sovrapponga a quella che dà il numero delle donne italiane di età feconda (2), sia in alcuni anni successivi al 1890, sia nel periodo 1910-15, e si mantenga leggermente al disotto nel periodo intermedio tra questi due, per regredire poi decisamente nel periodo bellico, assumendo un andamento nettamente distinto dall'andamento della popolazione femminile. Il rapporto delle due scale è di 5 a 1. Se si tien conto

---

(1) Avanzo, però, a titolo d'ipotesi che la diminuzione della probabilità di sposare per le donne metropolitane nel tempo, possa essere l'effetto dell'accresciuto numero delle bambine nate da indigene, che diventavano adulte. Si tratta di una vera e propria concorrenza dell'elemento autoctono all'elemento nato in Italia, concorrenza resa possibile dalle particolari condizioni economiche sociali e morali venute a crearsi in colonia, e mi riservo di ritornare su tale ipotesi in occasione dello studio iniziato sulla demografia dei meticcî.

(2) Per il 1921 ho prudentemente valutato a circa 50 il numero delle straniere appartenenti alla classe di età (15-45).

del fatto che i dati sulle nascite sono approssimati entrambi per difetto, e quelli sulla popolazione femminile probabilmente per eccesso, si può affermare che la fecondità femminile, legittima e illegittima, si è mantenuta, in tutto il periodo prebellico, intorno al 20%, declinando decisamente in seguito, se pure meno fortemente di quanto dimostra il grafico, data la maggiore inclusione di meticce tra le donne italiane di età < 15 anni, plausibilmente verificatesi nel censimento del 1921. Dei quozienti corrispondenti per il Re-



gno, calcolati intorno alle date dei censimenti dell'82, 901 e 911 (nati vivi: donne in età 15-45) non supera il 16,8% il 1°, e non raggiungono tale valore gli altri due (15,4 e 14,8%). Per il 1921 il quoziente di fecondità del Regno è circa il 12,6%, mentre quello dell'Eritrea si può valutare di poco inferiore al 14%.

Dalle considerazioni esposte risulta che la fecondità, legittima e illegittima, si sarebbe mantenuta in Eritrea molto più elevata di quella del Regno. Mentre però nel Regno si verifica una contrazione pressochè uniforme dei quozienti di fecondità, questi si mantengono pressochè costanti in Eritrea, aumentando il distacco da quelli del Regno, salvo quasi a raggiungerli, dopo la 1ª grande guerra. Ma questo confronto non è conclusivo se non è completato da dati sulla legittimità dei nati, e se non si tien conto della composizione per stato civile della popolazione femminile.



I nostri dati sulla legittimità dei nati sono i seguenti:

TAV. XXXI

POPOLAZIONE ITALIANA

	Nati vivi secondo la legittimità			
	fino al 1904	1905-1913	1914-1923	Complesso
Legittimi . . . . .	342	500	693	1535
Illegittimi . . . . .	28	11	20	59
(dei quali legittimati poi per matrimonio)	(16)	(7)	(14)	(37)
<i>Totale nati vivi</i> . . . . .	370	511	713	1594
Illegittimi per 100 nati vivi . . . . .	7,57	2,15	2,81	3,70

I quozienti d'illegittimità dimostrano, nel Regno, dal 1883 in poi, una diminuzione ininterrotta, con una certa ripresa nel 1921, come mostra il seguente specchio:

	1886-91	1896	1901	1911	1916	1921
Illegittimi per 100 nati vivi . . . . .	7,5	6,4	5,8	4,9	4,2	4,8

Nel 1° periodo la illegittimità dei nati vivi risulta in Eritrea alquanto maggiore che non nel Regno; nel 2° scende a meno della metà, e s'incrementa di nuovo nel 3° periodo, che comprende gli anni del dopo guerra. La minore frequenza degli illegittimi tra i nati avvantaggia, nel confronto, la fecondità complessiva delle donne in Eritrea rispetto a quelle del Regno, ma l'influenza di tale fattore è piccola e quasi trascurabile di fronte a quella della popolazione per stato civile.

In Italia la percentuale delle coniugate rispetto alle donne in età 15-45 anni (comprese le coniugate e vedove in età < 15) passa, dal 1882 al 1921 da circa il 53 a circa il 48%, cioè, grosso modo, le coniugate rappresentano circa la metà di tutte le donne in età 15-45 anni; mentre in Eritrea il rapporto è di circa 2/3 nei censimenti del 1904 e 1913, e scende a 4/7 nel 1921. Ciò porta la fecondità legittima nel Regno a poco meno del doppio della fecondità complessiva, mentre in Eritrea ai 3/2 della fecondità complessiva per i primi due periodi e ai 7/4 nell'ultimo. In conseguenza diventa difficile giudicare del rapporto di grandezza esistente tra i coefficienti di fecondità legittima in Eritrea e nel Regno, senza un confronto diretto. Fondiamo tale confronto sui rapporti nati vivi: coniugate in età minore di 45 anni, nel Regno e in Eritrea. Per il Regno, traendo i dati dagli Annuari, attribuisco la metà delle

donne della classe 40-50 alla classe 40-45, mentre per l'Eritrea uso l'opposto criterio di valutare per eccesso il numero delle coniugate. Per i nati vivi uso una media biennale o triennale, a seconda della data del censimento, in maniera che questo dia sempre lo stato della popolazione press'a poco a metà del periodo considerato.

TAV. XXXII

## POPOLAZIONE ITALIANA

	Fecondità legittima					
	1882	1901	1905	1911	1913	1921
<b>Regno:</b>						
Coniugate in età 15-50 (in decine di migliaia)	397	370		401		428
Nati vivi legittimi (medie trienn., migl.) . .	992	1014		1070		1070
Fecondità legittima (%) . . . . .	29,4	27,3	(27,0)	26,7	(25,9)	25,0
<b>Eritrea:</b>						
Coniugate in età 15-50 . . . . .			183		240	330
Nati vivi legittimi . . . . .			50		70	78
Fecondità legittima . . . . .			27,3		29,2	23,6

Questo calcolo valuta all'1%, alla fine del 1° periodo, e al 10% alla fine del 2°, la maggiore fecondità legittima delle nostre donne in Eritrea, mentre denuncia una minore fecondità di circa il 6% alla fine del 3° periodo.

Ma non basta eliminare l'effetto della più favorevole composizione per età e stato civile della popolazione italiana dell'Eritrea, se si vuole istituire un confronto con la fecondità del Regno, perchè occorre tener presente anche la composizione professionale della popolazione, abbondando in Eritrea, rispetto al Regno, la classe impiegatizia, essenzialmente cittadina, a fecondità piuttosto bassa, ed essendo quasi assente la classe rurale degli agricoltori (agricoltori in proprio, fittavoli, mezzadri) a fecondità più elevata. Per apprezzare l'importanza di questa circostanza basta osservare che, al censimento del 1921, la prima contribuiva al numero delle famiglie del Regno per poco più di 1/40, e quella degli agricoltori per poco meno di 1/4, mentre in Eritrea le famiglie dei primi rappresentavano oltre 1/5 del totale delle famiglie, e quelle dei secondi poco meno di 1/40. Questa circostanza contribuisce certamente a deprimere la fecondità dell'Eritrea rispetto a quella del Regno, mentre la diversa composizione per età e per stato civile tendeva ad esagerarla.

Sarebbe azzardato affermare che l'influenza dei due ordini di fattori sia dello stesso ordine di grandezza e che l'una annulli l'altra, ma certo l'uno diminuisce notevolmente l'effetto dell'altro, sì che si può affermare, senza tema di sbagliare troppo, che la fecondità delle donne metropolitane è stata in Eritrea, in tutto il periodo considerato, alquanto superiore a quella del Regno, e, prima della guerra 1915-18, di circa il 20-30%.

Nella seguente tabella registriamo, per ciascun periodo, il numero dei primogeniti concepiti nel 1° anno di matrimonio e il totale delle spose che, per non aver concepito prima, si potevano ritenere in grado di concepire subito dopo le nozze. I rapporti costituiscono un indice della fecondità matrimoniale delle nuove spose, che mostra una discreta contrazione dal 1° all'ultimo periodo:

TAV. XXXIII

## POPOLAZIONE ITALIANA

	Fecondità delle primipare nel 1. anno dalle nozze			
	fino al 1904	1905-1913	1914-1923	Complesso
Concepimenti . . . . .		32	43	108
Matrimoni puri . . . . .	73	75	115	263
Fecondità delle nuove spose (%) (1° anno) .	45,2	42,7	37,4	41,1

Se però consideriamo i concepimenti avvenuti nei primi tre mesi, anziché nel primo anno (1) si ottengono i seguenti risultati:

TAV. XXXIII-bis

	Fino al 1904	1905-1913	1914-1923	Complesso
Fecond. delle nuove spose (%) (primi 3 mesi)	21,9	20,0	23,5	22,1

che denunciano, nel 3° periodo, un incremento invece che una diminuzione, rispetto ai due precedenti. Non è difficile spiegarsi l'anomalo comportamento dell'indice nel 3° periodo, ma abbiamo riportato anche questi ultimi dati soprattutto per mettere in evidenza di quanta cautela vada circondata la interpretazione delle nostre cifre.

(1) Cfr. C. GINI, *Nascita, evoluzione e morte delle Nazioni*, Roma, 1930.

8) *Ancora sulla fecondità legittima.* - I nostri dati permettono di calcolare il numero medio dei parti legittimi per matrimonio fecondo contratto nei vari periodi, fino a tutto il 1923, distinti anche a secondo che provengano da matrimoni con concepimenti antenuziali o puri:

Tav. XXXIV

## POPOLAZIONE ITALIANA

MATRIMONI FECONDI	Num. medio dei parti legittimi per matrimonio fecondo		
	Fino al 1904	1905-1913	1914-1923
a) con concepimenti antenuziali . . . . .	4,5	3,95	2,44
b) puri . . . . .	3,48	2,90	1,68
tutti . . . . .	3,83	3,25	1,92
100 a/b. . . . .	129	136	145

I matrimoni con concepimenti antenuziali danno un maggior numero medio di parti, che non i matrimoni puri, e l'importanza del divario si accresce gradatamente nel tempo, come mostrano le cifre che abbiamo riportato nell'ultima riga, esprimenti il rapporto tra il numero medio dei parti dei primi matrimoni, rispetto ai secondi.

La forte diminuzione nel tempo del numero medio dei parti accusa la influenza del diminuire del periodo di osservazione, il cui termine coincide con la fine stessa del terzo periodo. La influenza di questa circostanza non ci permette di analizzare l'andamento della fecondità dei matrimoni nel tempo. Nè i dati precedenti si prestano al confronto con i dati del Regno, perchè, a differenza di questi, riguardano i parti anzichè i nati vivi, e comprendono inoltre tutti i nati dalle coppie legittime, sia prima che dopo del matrimonio. Aggiungiamo 1 nato per ogni parto doppio di nati vivi (non si è presentato nessun caso di parto triplo o di ordine superiore), togliamo i nati morti, togliamo i parti verificati prima delle nozze, e otterremo i dati riportati nella seguente tabella:

Tav. XXXV

## POPOLAZIONE ITALIANA

MATRIMONI FECONDI	Fino al 1904	1905 - 1913	1914 - 1923
Matrimoni fecondi . . . . .	64	61	78
Nati vivi . . . . .	232	191	136
Nati vivi per matrimonio fecondo . . . . .	3,62	3,13	1,74
Nati vivi per matrimonio fecondo (eliminata l'influenza della diversa vicinanza dal termine del periodo di osserv.) . . . . .	3,65	3,63	4,11



Nell'ultima riga abbiamo riportato il numero medio dei nati vivi legittimi per matrimonio fecondo che si può calcolare, nella ipotesi che la frequenza colla quale i nati legittimi provengono dai matrimoni dello stesso anno e degli anni precedenti, sia quella determinata per le nascite nel Regno del 1927, dal GINI (1), ove si supponga che i matrimoni contratti nei vari periodi: 1°) si distribuiscano uniformemente nel tempo; 2°) sieno stati effettivamente osservati fino al 1923, se lo scioglimento del matrimonio è avvenuto dopo questa data. Poichè queste due ipotesi non corrispondono manifestamente alla realtà, occorre rendersi conto della influenza che il mancato verificarsi di esse ha sui risultati del calcolo.

Il numero assoluto dei matrimoni è andato crescendo nel tempo col crescere della popolazione della colonia, ma più specialmente nel 1° periodo, che è periodo di formazione della comunità italiana. Ciò significa che i matrimoni più recenti hanno in realtà una frequenza maggiore di quella supposta, e poichè per essi il periodo di osservazione è più breve, il numero medio dei figli risulterebbe maggiore se si potesse tener conto di questa circostanza. E' però da osservare che tra l'ultimo anno del 1° periodo (1904) e l'ultimo anno di osservazione (1923) corrono 19 anni, e in 19 anni i matrimoni hanno già dato la quasi totalità dei figli (94%, secondo i dati del GINI): la correzione ulteriore (in più) che sarebbe pertanto da aggiungere a quella già fatta ( $3,65 - 3,62 = 0,03$ ) nella tabella è certamente di entità trascurabile. Potrebbe ritenersi maggiore per i periodi seguenti se non intervenisse la considerazione che neppure la 2ª ipotesi è vera, e che in effetti la durata media di osservazione dei matrimoni è la durata media di permanenza delle coppie sposate in Eritrea, dal matrimonio al 1923. Nessuna indicazione abbiamo su tale durata media. Un procedimento indiretto per la determinazione di un limite superiore è fornito dalla considerazione che, come abbiamo già rilevato da parecchi indizi, la fecondità della donna italiana deve ritenersi essere stata in Eritrea alquanto più elevata che nel Regno, specie nel periodo iniziale. Abbiamo anche eseguito il calcolo per la fecondità legittima, che è la principale componente della fecondità complessiva, e abbiamo riscontrato che anche la fecondità legittima è stata in Eritrea maggiore che nel Regno. Ogni ipotesi che faccia apparire inferiore del vero la fecondità in Eritrea tende a far apparire maggiore del vero la durata media di permanenza delle coppie legittime in Colonia. Ipotesi di tal genere è quella di supporre uguale la fecondità legittima nel Regno e nella colonia. Per il Regno, valutiamo probabilmente per difetto il numero medio dei nati vivi per matrimonio nel periodo da noi indicato, assumendo il valore 4,4 calcolato dal GINI per il 1904; e valutando certamente per difetto, al 12%,

---

(1) C. GINI, *Di un procedimento per la determinazione del numero medio dei figli legittimi per matrimonio*, in « Saggi di demografia », C.I.S.P., Serie I, Vol. V, Roma 1934. In verità, a noi occorre la frequenza colla quale i matrimoni producono figli nell'anno stesso nel quale sono contratti e negli anni seguenti, il che non è precisamente la stessa cosa, ma nei limiti dell'approssimazione consentita dal nostro materiale, possiamo anche usufruire dei dati del Gini.

la percentuale dei matrimoni infecondi (1), otteniamo una valutazione per difetto del numero medio dei figli per matrimonio fecondo, in  $4,4/0,88 = 5$ . Il rapporto tra il n. medio nati vivi in Eritrea per matrimonio fecondo e il n. medio ora calcolato dei nati vivi per matrimonio fecondo, uguale a  $3,62/5 = 0,724$ , dà la percentuale dei figli nati in Eritrea, che corrisponde a una durata media di permanenza in Eritrea di poco meno di 11 anni. Riteniamo costante tale durata media in tutti e 3 i periodi. Poichè l'ultimo anno del 2° (1913) dista 10 anni dal 1923, la durata media del periodo di osservazione per questi matrimoni è maggiore di 11 anni, e possiamo, in base a questo intervallo, calcolare un numero medio di figli =  $3,13/0,724 = 4,32$ , per il 2° periodo.

Per il 3°, la durata media del periodo di osservazione non raggiunge verosimilmente i 5 anni. In 5 anni 4 matrimoni avrebbero prodotto solo il 42% della figliolanza, quindi si può calcolare, ma verosimilmente per difetto, un numero medio di figli per matrimonio uguale a  $1,74/0,42 = 4,14$ .

Concludendo, supposto 5 il numero medio dei figli per matrimonio fecondo nel 1° periodo, questo diventa 4,32 nel 2° e 4,14 nel 3°, con un decremento anche maggiore, specie dal 1° al 2° periodo, che in Italia. Se seguiamo il calcolo per tutti i matrimoni otteniamo, contro un valore di 4,4 per il 1° periodo, il valore 4,02 per il 2° e 2,31 per il 3°. Queste cifre presentano una attenuazione della differenza tra 1° e 2° periodo, e una esagerazione delle differenze col 3°. Il troppo forte scarto tra i due risultati (matrimoni fecondi e complesso dei matrimoni) nel 3° periodo dimostra che per questo periodo maggiori sono gli elementi d'incertezza e meno plausibili le ipotesi fatte.

A pag. 408 (tav. XXXII) abbiamo valutato i quozienti di fecondità legittima in Eritrea, per gli anni 1905 e 1913, rispettivamente 27,3 e 29,2%. Queste cifre potrebbero ritenersi in qualche modo contraddittorie con quelle ora date, che mostrano un numero medio di figli per matrimonio maggiore nel 1° che nel 2° periodo. In realtà i quozienti di fecondità per gli anni 1905 e 1913 sono relativi ciascuno a un anno solo e hanno significato ben diverso del numero medio dei figli per matrimonio, sì che la diversa relazione di grandezza fra le due coppie di quantità può ben sussistere senza contraddizione. Quanto alla conclusione da trarre circa l'andamento della fecondità nel tempo, occorre tener conto dei risultati sulla natalità illegittima (pag. 407, tav. XXXI), che è fortemente diminuita dal 1° al 2° periodo. La maggiore natalità illegittima nel 1° periodo ha l'effetto di deprimere la natalità complessiva nel 1°, e ciò può spiegare come le leggera inflessione della curva di nati nel 1° periodo si concili con una maggiore prolificità dei matrimoni.

9) *La mortalità infantile e il rapporto dei sessi alla nascita.* - Pochi elementi possediamo per lo studio della mortalità della popolazione italiana in

(1) Il GINI calcola per il 1927 al 18% il limite superiore della infecondità delle donne italiane (V. *Sulle relazioni tra le oscillazioni mensili del numero dei matrimoni e quelle del numero delle nascite e sulle variazioni mensili della fecondità matrimoniale*), in « *Saggi di demografia* », già cit.

Eritrea, e precisamente i dati da noi raccolti sui bambini e sulle donne morti in Eritrea. Dei primi non mi sembrano usufruibili ai fini della determinazione della mortalità, che quelli relativi ai bambini morti in età inferiore a 1 anno, dato il troppo grande fattore d'incertezza costituito dalla entità della corrente di rimpatrio delle famiglie in Italia, che fa diminuire, incontrollabilmente, colla età, il numero degli esposti a morire in Eritrea. I nostri dati ci permettono però anche una indagine particolare sulla mortalità dei figli delle famiglie che, per aver avuto parecchi figli in Eritrea, è certo abbiano dimorato in Eritrea molto a lungo.

Riportiamo nella seguente tabella, per periodo, i dati relativi ai nati vivi e ai morti sotto 1 anno di età, distinti per sesso e a seconda dell'altitudine alla quale è avvenuta la nascita. Le varie zone altimetriche considerate corrispondono a altrettante zone climatiche di valore diversissimo per gli europei (e anche per gl'indigeni), che si possono press'a poco sintetizzare così: a clima torrido, a clima temperato caldo, a clima temperato (Tav. XXXVI).

Salvo alcune contraddizioni che si possono ascrivere al ristretto numero di casi, le cifre della Tav. XXXVI delineano molto chiaramente il fenomeno rispetto a tutte e tre le modalità considerate: il tempo, il sesso e le zone altimetriche.

Nel tempo la mortalità infantile si è attenuata molto più che nel Regno, sia in complesso che per sesso e anche nella zona di clima temperato (altopiano); nelle altre due zone si osserva un netto distacco tra il primo e gli altri due periodi di tempo, ma la tendenza alla diminuzione è meno regolare che per la zona temperata, probabilmente per effetto del troppo ristretto numero di casi, sebbene nel medio piano il quoziente di mortalità raggiunga il minimo assoluto (1914/23).

La differenza tra i quozienti per sesso è molto accentuata nei primi due periodi e si attenua notevolmente nel terzo, almeno per il complesso e per l'altopiano, che comprendono un numero più considerevole di casi. Qui di seguito diamo le probabilità di morte nel Regno, per confronto:

	R E G N O				
	Mortalità infantile (‰)				
	1881	1891	1901	1911	1921
Maschi . . . . .	209	196	174	161	136
Femmine . . . . .	190	177	158	148	122
Totale . . . . .	200	187	166	155	129

In Eritrea la mortalità infantile presenta, per i maschi, all'inizio, valori molto più elevati di quelli del Regno, e per le femmine valori molto più bassi; entrambi i valori si riducono, nel terzo periodo, a un livello che i quozienti del Regno non hanno mai raggiunto, neppure in seguito, e che risultano superiori solo a quelli di pochi Stati nel mondo, quali ad es. gli Stati Scandinavi e la Confederazione australiana.

TAV. XXXVI

## POPOLAZIONE ITALIANA

NATI VIVI, E MORTI SOTTO I ANNO DI ETÀ

	Bassopiano						Mediopiano						Altopiano						Complesso					
	M.		F.		Tot.		M.		F.		Tot.		M.		F.		Tot.		M.		F.		Tot.	
	n.	m.	n.	m.	n.	m.	n.	m.	n.	m.	n.	m.	n.	m.	n.	m.	n.	m.	n.	m.	n.	m.	n.	m.
Fino al 1924 . . . .	84	24	78	10	162	34	10	2	11	4	21	6	94	19	93	13	187	32	183	45	182	27	370	72
1905-1913 . . . . .	22	2	31	4	53	6	9	2	8	—	17	2	215	33	226	23	441	56	246	37	265	27	511	64
1914-1923 . . . . .	10	2	10	1	20	3	11	—	18	2	29	2	346	29	318	24	664	53	367	31	346	27	713	58
Complesso . . . . .	116	28	119	15	235	43	30	4	37	6	67	10	655	81	637	60	1292	141	801	113	793	81	1594	194

## Quozienti di mortalità infantile (°/oo)

Fino al 1924 . . . .	286	128	210	200	364	286	202	140	182	239	148	195
1905-1913 . . . . .	91	127	113	222	—	118	154	102	127	150	102	125
1914-1923 . . . . .	200	100	150	—	111	69	84	75	80	84	78	81
Complesso . . . . .	241	126	183	133	162	149	124	94	109	141	102	122



La mortalità dei bambini nei primi anni di vita della colonia risente soprattutto delle condizioni di disagio create dalle manchevolezze della nostra attrezzatura, in una regione nuova ed inospite, e specialmente nel territorio di Massaua. Un vero record batté la mortalità dei bambini nel triste anno 1896, nel quale morirono 18 bambini sotto i 10 anni, 9 fra i nati in Eritrea e 9 fra i non nati in Eritrea. Sette dei 22 nati nel '96 e 7 dei 21 nati nel '97 morirono prima di aver raggiunto l'anno di età. Ristabilite la tranquillità e la sicurezza nella colonia, trasferita la maggior parte della popolazione italiana nella zona più adatta, migliorate le condizioni igieniche e di assistenza, la mortalità infantile discese a cifre soddisfacenti.

Siamo in grado di formulare qualche ipotesi attendibile per spiegare la forte differenza tra la mortalità infantile maschile e femminile nei primi due periodi? La mortalità infantile, specie quella che si verifica nei primi giorni di vita, è intesa come il proseguimento della mortalità intrauterina, e il rapporto di mascolinità dei nati morti è parecchio elevato, registrandosi in Italia circa 130 nati morti maschi per 100 femmine. D'altra parte i nati morti rappresentano in Italia circa il 4% delle nascite. Le nostre statistiche dell'Eritrea registrano pochissimi nati morti, 14 in tutto, dei quali 2 da parto gemellare, su 1594 nascite, cioè meno dell'1%. Riporto questo dato per dovere d'imparzialità, sebbene mi lasci alquanto perplesso e mi faccia sorgere il dubbio di errori o di omissioni. Certo che, se anche non lo era allo inizio, la nati-mortalità ha raggiunto in seguito, e largamente sorpassato, il livello del Regno, poichè una statistica del Municipio di Asmara per l'anno 1938 dà 30 nati morti su 655 nascite (4,58%) e i bollettini di statistica del Ministero dell'A.I. danno, per i mesi da Agosto 1939 ad Aprile 1940, 38 nati morti su 793 nati (4,79%). Ad ogni modo, anche ammessa una minore nati-mortalità, questa, determinando per compenso una maggiore mortalità infantile, in quanto nascono vivi un maggior numero di prodotti deboli che maggior contributo danno alla morte fin dai primissimi giorni di vita, può innalzare il rapporto di mascolinità tra i morti da 0 a 1 anno, ma non certo della quantità registrata dalla nostra statistica, e inoltre aumenta ancor più la mortalità infantile complessiva, per la quale noi abbiamo invece rilevato una notevole contrazione rispetto al Regno. Inoltre, le condizioni contingenti determinatesi nella Colonia agl'inizi, spiegano benissimo l'andamento della mortalità infantile, senza fare ricorso ad ipotesi per lo meno dubbie. Si potrebbe supporre che insieme ad una bassa nati-mortalità si sia verificato anche un più basso numero di aborti, tra i quali è noto che il rapporto di mascolinità è anch'esso elevato; ma l'influenza di questa bassissima mortalità uterina in tutti i periodi della gestazione non potrebbe avere altro effetto che quello di avvicinare il rapporto dei sessi tra i nati vivi a quello tra i concepimenti. Ora il rapporto dei sessi tra i nati vivi oscilla intorno a 105-6 nati maschi per 100 nati femmine, e quello tra i concepimenti è plausibilmente un pò più elevato (1), mentre in Eritrea i valori che si ricavano dalle cifre della Tab. in appendice sono le seguenti:

---

(1) Alcuni Autori, primo tra i quali il TSCHUPROW, sulla base del rapporto dei sessi tra gli aborti per i quali risulta sicuro l'accertamento del sesso, tendono ad attribuire al rapporto

TAV. XXXVII

## POPOLAZIONE ITALIANA

	Nati maschi per 100 femmine (nati vivi)			
	Bassopiano	Mediopiano	Altopiano	Complesso
Fino al 1904 . . . . .	108	91	101	103
1905-1913 . . . . .	71	112	95	93
1914-1923 . . . . .	100	61	109	105
Complesso . . . . .	97	81	103	101

e denunciano una mascolinità piuttosto debole, che, anche con una mortalità uterina normale, conduce ad un rapporto dei sessi nei concepimenti molto più basso del normale. Una ipotesi che, per attenuare uno scarto dalla normalità ne elevi un altro non è, a mio parere, attendibile, se non è suggerita da molte solide argomentazioni.

Circa il basso rapporto di mascolinità tra i nati vivi, che corrisponde a un eccesso di nascite femminili nel Basso e Mediopiano, e in tutta la Colonia nel novennio 1905-13, riteniamo sia da escludere ogni errore e che l'anormalità si possa imputare al piccolo numero delle osservazioni.

VITTORIO CASTELLANO

---

di mascolinità tra i concepimenti, valori molto più elevati che non tra i nati vivi. Ma il BOLDRINI (*Sulla proporzione dei sessi nei concepimenti e nelle nascite*, Milano 1927; *La proporzione dei sessi nei concepimenti*, in «Rivista internazionale di Scienze Sociali», Settembre 1936) ha dimostrato l'avventatezza dei giudizi medici sulla ipermascolinità degli aborti che intervengono nei primi mesi di gestazione, per i quali difficile è l'accertamento del sesso, donde l'affermazione del testo che rispecchia la prudenziale tesi del LIVI (L. LIVI, *Trattato di Demografia*, Padova, 1940, pagg. 160-62).

## IO) APPENDICE

*Nati vivi da donne italiane, e morti sotto 1 anno di età.*

	Bassopiano				Mediopiano				Altopiano				Complesso					
	M.		F.		M.		F.		M.		F.		M.		F.		Tot.	
	n.	m.	n.	m.	n.	m.	n.	m.	n.	m.	n.	m.	n.	m.	n.	m.	n.	m.
	v.	0/1	v.	0/1	v.	0/1	v.	0/1	v.	0/1	v.	0/1	v.	0/1	v.	0/1	v.	0/1
1886	—	—	1	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	1	—	1	—
1887	—	—	2	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	2	—	2	—
1888	4	1	3	2	—	—	—	—	—	—	—	—	4	1	3	2	7	3
1889	7	3	7	2	—	—	—	—	—	—	—	—	7	3	7	2	14	5
1890	9	2	8	1	—	—	—	—	—	—	—	—	9	2	8	1	17	3
1891	6	2	4	1	—	—	—	—	—	—	—	—	6	2	4	1	10	3
1892	6	—	4	1	—	—	—	—	—	—	—	—	6	—	4	1	10	1
1893	6	1	4	—	—	—	—	—	2	—	—	—	6	1	6	—	12	1
1894	1	—	7	—	—	—	—	—	2	—	5	—	3	—	12	—	15	—
1895	6	2	5	—	—	—	1	1	2	—	4	1	8	2	10	2	18	4
1896	8	3	6	1	3	1	—	—	1	1	4	1	12	5	10	2	22	7
1897	4	1	6	—	1	1	2	—	5	2	3	1	10	4	11	3	21	7
1898	6	2	4	1	1	—	—	—	7	—	6	2	14	2	10	3	24	5
1899	6	2	4	—	3	—	2	1	4	1	9	—	13	3	15	1	28	4
1900	2	—	—	—	1	—	1	—	10	1	4	—	13	1	5	—	18	1
1901	3	1	1	—	1	—	—	—	9	1	11	—	13	2	12	—	25	2
1902	2	1	5	1	—	—	2	—	15	1	16	2	17	2	23	3	40	5
1903	4	—	3	—	—	—	1	—	17	3	12	2	21	3	16	2	37	5
1904	4	3	3	—	—	—	2	—	22	9	17	4	26	12	22	4	48	16
1905	5	1	4	1	—	—	2	—	16	2	26	1	21	3	32	2	53	5
1906	4	—	7	1	1	—	—	—	11	2	21	3	16	2	28	4	44	6
1907	3	1	3	—	2	1	1	—	21	1	21	2	26	3	25	2	51	5
1908	1	—	4	2	2	—	2	—	22	2	20	—	25	2	26	2	51	4
1909	—	—	2	—	1	—	1	—	24	1	25	4	25	1	28	4	53	5
1910	4	—	4	—	—	—	1	—	31	2	24	—	35	2	29	—	64	2
1911	2	—	5	—	—	—	—	—	34	5	28	4	36	5	33	4	69	9
1912	1	—	1	—	1	1	—	—	24	3	23	2	26	4	24	2	50	6
1913	2	—	1	—	2	—	1	—	32	5	38	7	36	5	40	7	76	12
1914	1	—	2	—	1	—	1	—	30	5	29	—	32	5	32	—	64	5
1915	—	—	—	—	4	—	4	1	34	5	36	7	38	5	40	8	78	13
1916	2	—	2	—	2	—	1	—	40	6	35	3	44	6	38	3	82	9
1917	—	—	1	—	—	—	2	1	29	1	28	2	29	1	31	3	60	4
1918	2	—	1	—	1	—	—	—	34	8	30	2	37	8	31	2	68	10
1919	2	—	—	—	—	—	1	—	19	1	34	2	21	1	35	2	56	3
1920	1	—	3	—	—	—	3	—	31	2	25	1	32	2	31	1	63	3
1921	1	1	—	—	—	—	—	—	46	—	35	3	47	1	35	3	82	4
1922	1	1	—	—	1	—	2	—	37	6	33	2	39	7	35	2	74	9
1923	—	—	1	1	2	—	4	—	46	5	33	2	48	5	38	3	86	8

## *Applicazione dei profili grafici pluricaratteristici alle indagini di statistica aziendale*

Nel campo di studio della variabilità dei fenomeni aziendali è da tener presente il loro grado di simmetria o di asimmetria: il modo cioè come essi si distribuiscono, espressi in rappresentazioni grafiche che si avvicinano o meno alla curva di Gauss.

Alcuni fenomeni economici presentano infatti il punto di massima densità verso l'inizio della seriazione, altri verso il centro, altri verso la fine; taluni ne presentano uno solo ed altri più di uno. Quando una seriazione presenta il punto di massima densità verso il centro e le frequenze ascendono prima, e discendono poi regolarmente, si dice che la seriazione presenta andamento simmetrico. In caso contrario si dice asimmetrica e precisamente asimmetrica positiva se il punto di densità massima si trova verso l'inizio della seriazione e negativa in caso contrario. E' chiaro che la misura di asimmetria di un determinato fenomeno nel suo distribuirsi in classi, rappresenta una misura della sua variabilità e pertanto dovrebbero essere qui esaminati i modi per rilevare e calcolare l'asimmetria dei fenomeni nel loro distribuirsi in seriazioni. Nel timore però di conferire al presente lavoro una estensione che andrebbe oltre le nostre intenzioni, rimandiamo questo studio in altra sede e preferiamo soffermarci sullo studio della normalità e anormalità.

Definiremo pertanto come normali le manifestazioni del fenomeno che, ordinate in seriazione, occupano la porzione centrale della seriazione stessa e anormali in meno o in più quelle che occupano la porzione iniziale o finale. La determinazione della porzione iniziale, centrale e finale non è agevole: possono seguirsi diversi criteri che tendono a fissare anche una misura maggiore di porzioni da considerarsi eccezionali in più o in meno. Si possono pertanto seguire i seguenti metodi:

a) considerare come normale la porzione compresa fra quartile inferiore e quartile superiore, anormale in meno la porzione al disotto del quartile inferiore, anormale in più la porzione oltre il quartile superiore.

b) considerare come normale la porzione compresa fra la media aritmetica meno l'errore probabile (0,67 di sigma) e la media aritmetica più l'errore probabile; anormale in meno la porzione al disotto del primo limite e anormale in più la porzione al disopra del secondo limite.

c) considerare come normale la porzione compresa fra il 2° e l'8° decile, anormale in meno la porzione al disotto del 2° decile e anormale in più la porzione oltre l'8° decile; oppure, meglio, normale la porzione fra il 3°



e il 7° decile, molto anormale in meno la porzione al disotto del 1° decile, anormale in meno la porzione fra il 1° e il 3°, anormale in più la porzione fra il 7° e il 9° decile, molto anormale in più la porzione oltre il 9° decile.

d) considerare come normale la porzione compresa fra la media aritmetica meno metà e più metà sigma, anormale in meno la porzione fra la media aritmetica meno sigma e meno metà di sigma, molto anormale in meno la porzione al disotto della media aritmetica meno sigma, anormale in più la porzione compresa fra la media aritmetica più metà sigma e più sigma, molto anormale in più la porzione oltre la media aritmetica più sigma.

e) considerare come normale (una volta allineati tutti gl'individui in ordine crescente di intensità rispetto al fenomeno in esame) la porzione compresa fra l'intensità del carattere dell'individuo che occupa il 30° posto, (fatto il totale degli individui uguale a 100) e l'intensità del carattere dell'individuo che occupa il 70° posto, molto anormali in meno le intensità inferiori a quelle dell'individuo che occupa il 10° posto, anormali in meno quelle fra il 10° e il 30° posto, anormali in più quelle fra il 70° e il 90° posto, molto anormali in più quelle oltre il 90° posto (con questo sistema le varie sezioni risultano disuguali ma simmetriche).

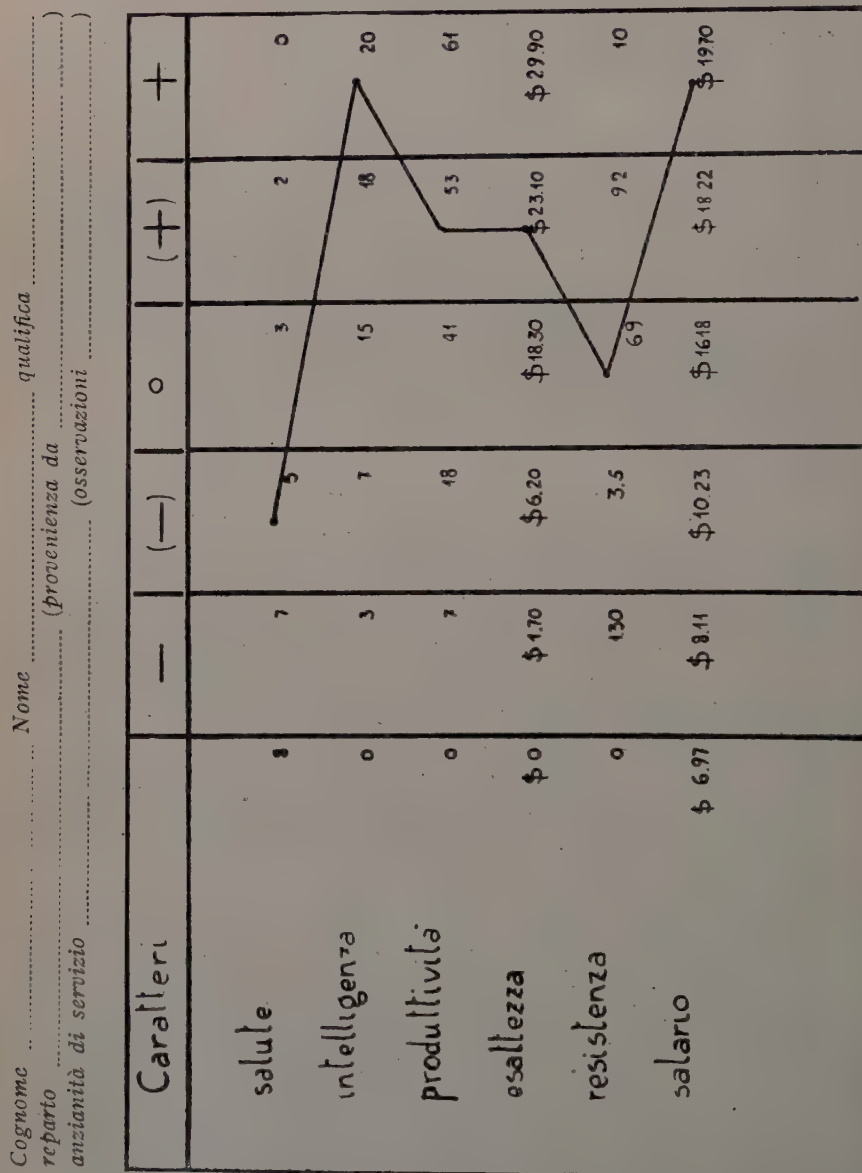
Naturalmente oltre i sistemi suddetti possono esserne numerosi altri facili ad intuirsi sui quali sorvoliamo per brevità.

Ogni individuo esaminato può essere studiato nei riguardi di diversi caratteri in modo da notare per quali di essi rientri nella normalità e per quali nella zona anormale in più o in meno. Si possono cioè costruire dei prospetti con 3, 5, 7 o più colonne in testa alle quali si indicano le varie zone rispondenti all'allineamento degli individui osservati. Da un lato del prospetto si indicano invece i diversi caratteri per ogni individuo si indica l'intensità dei diversi caratteri che lo riguardano con un punto nella corrispondente colonna. A volte, a fianco delle varie colonne, in corrispondenza dei vari caratteri, possono indicarsi le intensità limite. Questo metodo, detto dei profili grafici, è stato molto efficacemente usato per le rilevazioni statistiche nel campo del lavoro umano presso varie aziende.

Specie negli Stati Uniti sono stati costruiti in grandi imprese industriali profili individuali pluricaratteristici che costituiscono una sorta di « carta d'identità di lavoro » dei vari individui operanti nell'impresa, « carta d'identità - stato di servizio » da aggiornarsi periodicamente e di estrema utilità (v. fig. 1).

La scheda offre a colpo d'occhio la possibilità di effettuare un giudizio sulle qualità fisiche e intellettuali dell'operaio a cui si riferisce. Essa è stata costruita facendo uguale a 100 il numero degli operai e prendendo come intensità limite delle varie colonne le intensità dei vari caratteri riferitamente al 10°, 30°, 70° e 90° operaio. L'intelligenza è stata misurata con un ingegnoso sistema costituito da venti domande alle quali gli operai hanno risposto in varia misura: così, ad esempio, il 10° operaio, del totale degli operai, disposto in intensità crescente e fatto uguale a 100, ha risposto soltanto a tre domande su venti, il 30° a 7 domande e così via. Ugualmente la produttività è stata misurata in base al numero di unità prodotte in una giornata lavorativa; l'esattezza in base ai premi mensili riscossi; la resi-

stenza in base a una quotazione medica da 0 a 10; il salario in base ai salari settimanali; la salute in base al numero delle assenze (si noti come per questo carattere le intensità limite sono discendenti poichè a un minor numero di assenze corrisponde una maggiore intensità del carattere « salute »).



Naturalmente nei riguardi dei profili grafici, non è qui il caso di confutare la fatua obiezione più volte fatta che cambiando il susseguirsi dei caratteri viene a cambiare il profilo dell'individuo. La linea che collega i vari punti, e che potrebbe benissimo mancare, non ha infatti nessun significato auto-

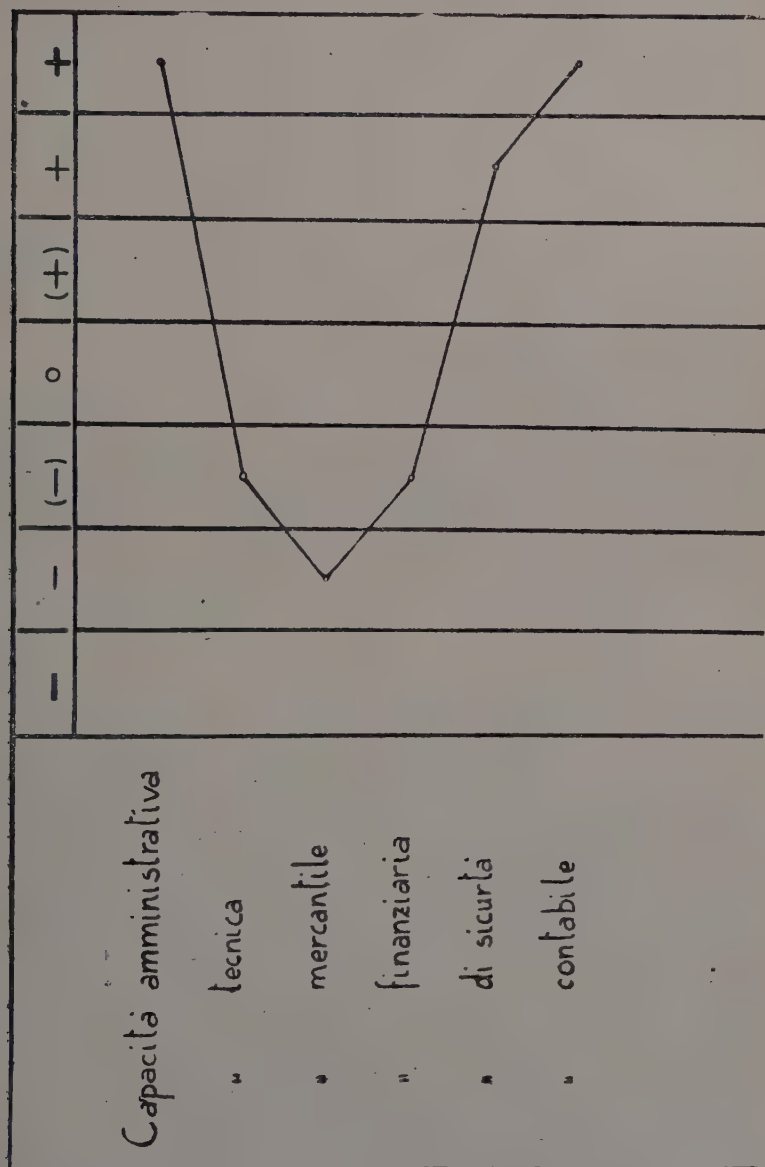


Fig. 2

uomo, ma serve soltanto a facilitare la lettura del profilo il cui significato è essenzialmente dato dalla posizione dei vari punti. Essa è stata usata nel caso suddetto, e nei seguenti, per tale scopo benchè si tratti di caratteri discontinui. Nel caso sopra esaminato vi sarebbe, invece, da notare la scarsa opportunità di riunire sulla medesima scheda caratteri personali con altri non personali (salario).

Ecco ad esempio un profilo grafico pluricaratteristico individuale costruito sulla base delle sei capacità da tenersi presenti in ogni lavoratore aziendale secondo i principi dell'organizzazione verticale del Fayol (v. fig. 2).

I diagrammi individuali pluricaratteristici hanno pertanto una vasta sfera di applicazione nelle rilevazioni statistiche aziendali, ma tale possibilità non è stata che mediocrementemente sfruttata. Essi sono applicabili non soltanto al lavoro umano, ma anche al lavoro delle macchine. Per non parlare poi della enorme utilità dei profili grafici nello studio dell'inclinazione dell'individuo ad un determinato genere di lavoro. Secondo i dettami dell'ordinamento scientifico del lavoro basato sui principi tayloriani, la formula « the right man in the right place » trova nel profilo individuale pluricaratteristico un mezzo di rilevazione duttile ed efficace per giudicare le possibilità e le attitudini dei vari individui ai diversi lavori, soprattutto ai fini di attuare quella divisione del lavoro in tempi minimi, base del ritmo di produzione, che costituisce uno dei cardini dell'organizzazione tayloriana. Ecco un esempio di un quadro, su cui sono iscritti i profili di diversi individui, avente lo scopo di sottolineare le diverse capacità e la resistenza dei vari operai in una determinata lavorazione (v. fig. 3).

E' da notare che quando su un medesimo quadro si inseriscono tanto caratteri « positivi » dell'individuo (velocità nel lavoro, produttività) che « negativi » (imperfezioni delle unità prodotte, consumo materie prime), è bene seguire un criterio uniforme nella costruzione dei profili. Nel determinare cioè le zone dell'anormalità in più o in meno è bene tenere presente di ordinare gli individui osservati (per stabilire il 1°, 3°, 7° e 9° decile-limite) in modo che a destra del quadro risultino le qualità positive e a sinistra le negative, in senso qualitativo: nei riguardi dei caratteri positivi gli individui saranno perciò ordinati in modo crescente e nei riguardi dei caratteri negativi in modo decrescente. Così si ordinano in modo crescente gli individui rispetto alla produttività e in ordine decrescente rispetto alle assenze. In tal modo la lettura del profilo risulta più unitaria. Ma i profili grafici non si prestano soltanto ad esprimere i caratteri di uno o più determinati individui, ma anche i caratteri di gruppi di individui che presentino una certa omogeneità.

In tal modo, dovuto alla geniale intuizione del Prof. Niceforo, i punti iscritti nel quadro indicano l'intensità dei vari caratteri rispetto al gruppo osservato e sono determinati in base alla densità media di un dato carattere riferito solamente a quel gruppo. Così nei casi suddetti, si può effettuare il profilo del gruppo di operai più veloci riferitamente agli altri caratteri i cui limiti sono determinati nel solito modo facendo cioè riferimento a una massa indiscriminata di operai. Ecco l'esempio di quanto si è detto: cioè il profilo di gruppo dei « veloci » (v. fig. 4).



Come si vede il profilo dei « veloci » chiarisce che essi sono estremamente variabili rispetto agli altri caratteri esaminati: mentre si collocano fra i più produttivi e i bene retribuiti, risultano normali come resistenza e fanno risultare un maggior consumo di materie prime e un altro numero di

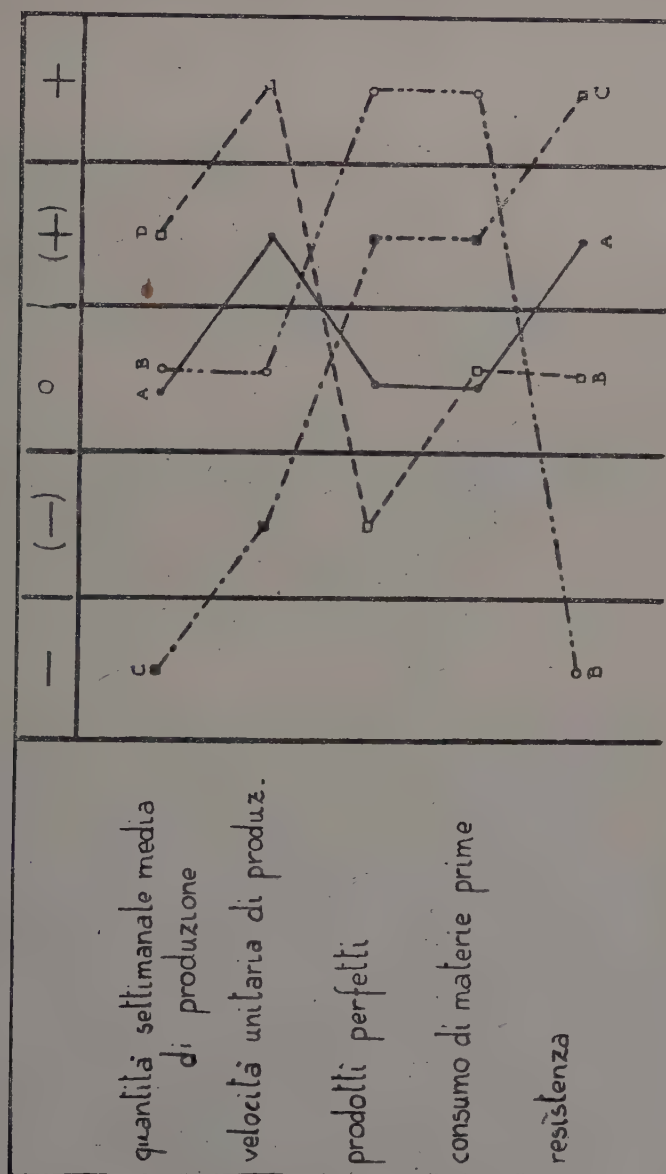


Fig. 3

prodotti imperfetti collocandosi nella zona del meno per quel che riguarda il consumo delle materie prime e l'esattezza dei prodotti ottenuti. In tal modo si pone, in sostanza, un confronto tra il gruppo iscritto nel quadro, riferentesi a un determinato gruppo omogeneo, e il fondo del reticolato rife-

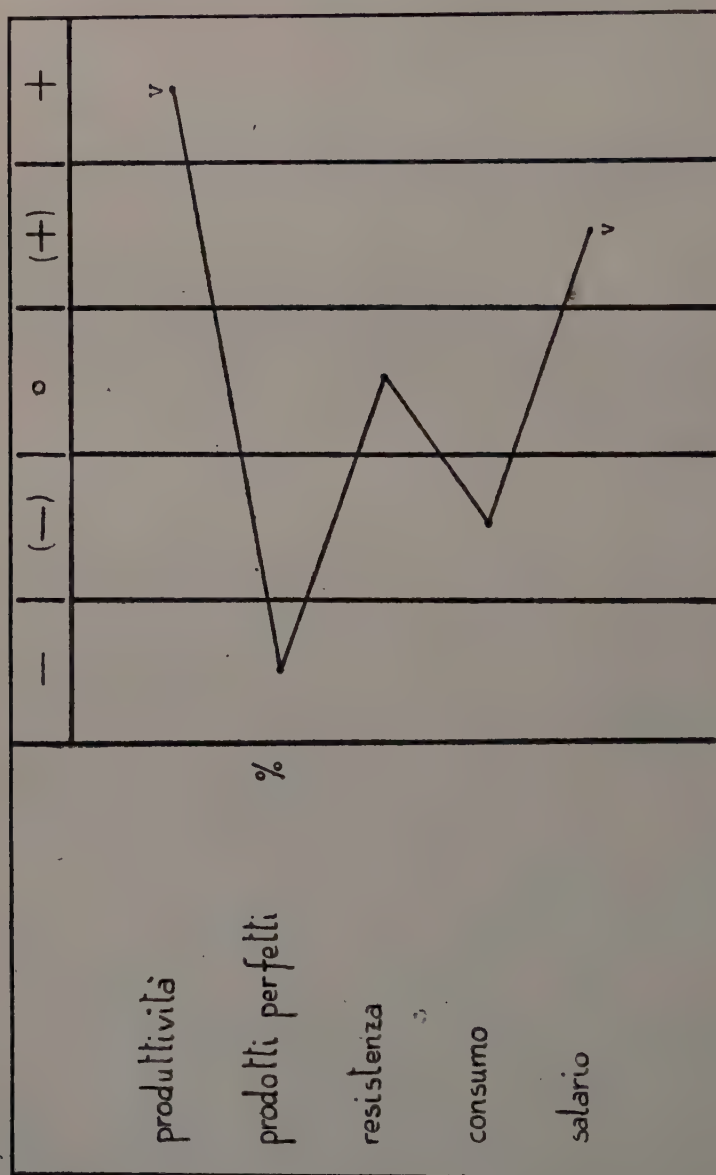


Fig. 4

rito alla massa indiscriminata di cui quel gruppo fa parte. I profili di gruppo sono importantissimi ai fini di stabilire la correlazione diretta o inversa, o la indipendenza esistente fra i diversi caratteri: è evidente infatti che se il profilo dei «veloci» si fosse collocato interamente nella zona del

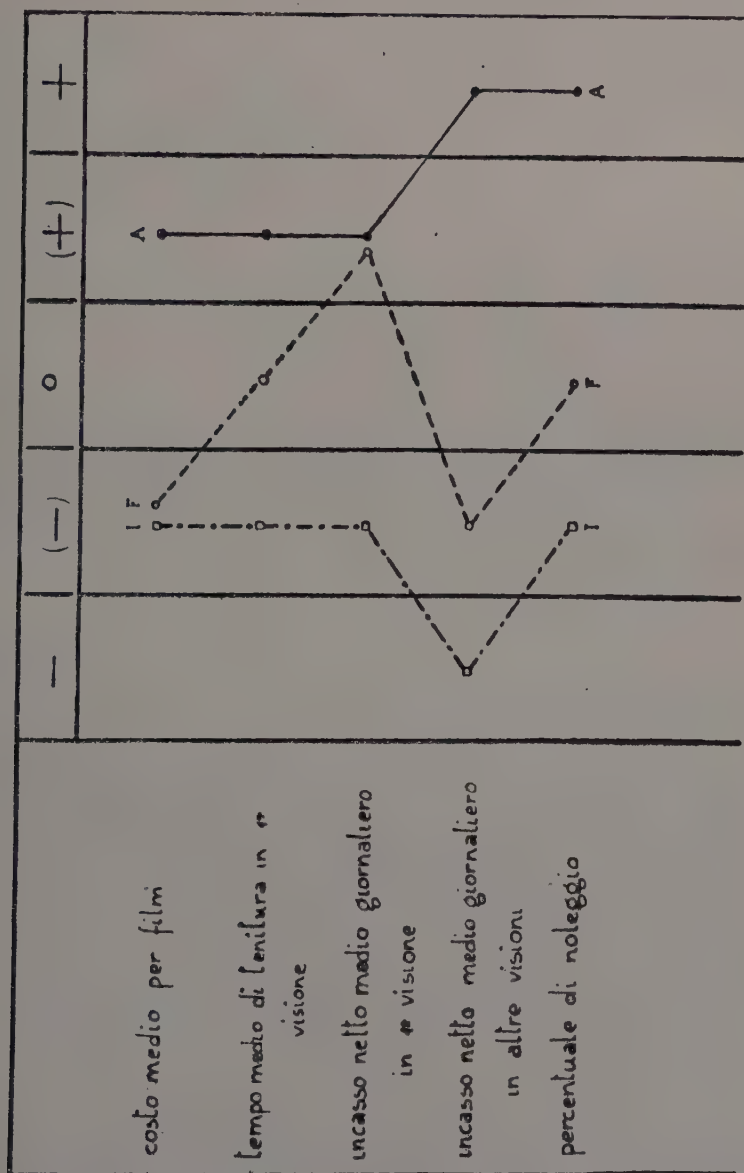


Fig. 5

più rispetto ai caratteri esaminati, si sarebbe potuto dedurre che fra tali caratteri e la velocità esiste correlazione diretta nel senso che ad un aumento del carattere velocità corrisponde un aumento degli altri caratteri, e viceversa. E' inutile sottolineare la enorme importanza di tali deduzioni, che debbono essere tratte da larghissimo numero di osservazioni, ai fini della valutazione delle qualità del personale.

I profili di gruppo possono anche costituirsi facendo riferimento ad un determinato gruppo di individui omogenei rispetto a un dato carattere estraneo a quelli esaminati e in tal caso i profili hanno specificatamente lo scopo di permettere un confronto fra il profilo di un gruppo omogeneo per sesso, età ecc. e il corrispondente reticolato riferito a una massa omogenea rispetto ad altri caratteri. Così, ad esempio, nel seguente profilo sono stati posti in confronto alcuni valori medi caratteristici dei film americani, francesi e inglesi in confronto a quelli nazionali, per un'impresa di noleggio e distribuzione film (le intensità limite sono state stabilite dai valori medi di films nazionali rispondenti a media più e meno  $1/2$  sigma, media più o meno sigma e media più meno 2 sigma) (v. fig. 5).

Come si vede il profilo esposto pone un confronto fra diversi gruppi di film omogenei rispetto a un carattere estraneo rispetto a quelli esaminati (nazionalità) e i film nazionali: i film americani si collocano per tutti i caratteri esaminati nella zona del più, quelli inglesi nella zona del meno: denunciano quindi entrambi una variabilità minore di quella dei francesi che variano dalla zona del meno alla zona del più. Il che potrebbe far pensare a una maggiore artisticità della produzione francese nei confronti delle altre, data la prevalenza degli incassi nelle prime visioni rivolte a un pubblico più raffinato.

Il sistema suddetto, che consiste nel disegnare il profilo di un esemplare o di un gruppo, sul reticolato formato con una massa di elementi fondamentalmente diversi da quelli che hanno dato vita al profilo dell'esemplare o del gruppo, può essere anche molto efficacemente usato per determinare l'andamento di un fenomeno attraverso il tempo, ma di ciò tratteremo altra volta. Qui ci basta aver mostrato come i vari sistemi esaminati per la misura della variabilità dei fenomeni nelle indagini di statistica aziendale assumono un'importanza fondamentale poichè permettono di formarsi chiara idea del modo di distribuirsi di uno o più fenomeni nelle varie modalità qualitative o quantitative, o attraverso il tempo e lo spazio.

Studiare la variabilità dei fenomeni è in conclusione un modo per integrare e chiarificare i valori segnaletici i quali, se possono esprimere sinteticamente l'intensità del fenomeno, non ne chiariscono la distribuzione e l'andamento. Si che può dirsi che senza lo studio della variabilità non può parlarsi di individuazione di quelle « costanti » o « leggi », che regolano il movimento e la distribuzione di tutti i fenomeni economici e quindi anche di quelli aziendali.



### *Sul valore divisorio*

*In merito all'articolo del prof. Mario De Vergottini « Sul valore mediale » pubblicato nel fascicolo del giugno 1948 (Vol. II - N.ri 1-2), il prof. Castellano ha inviato alcune osservazioni alle quali ha replicato il prof. De Vergottini.*

*Imparzialmente si pubblicano entrambe le note, le quali chiariscono ancora i diversi punti di vista degli AA. sull'argomento.*

#### I. - Nota del prof. V. CASTELLANO

Sono lieto che il prof. DE VERGOTTINI (1) abbia riguardato con una certa attenzione il Corso di Statistica del prof. GINI recentemente pubblicato a cura di altri docenti e mia, in dispense litografate (2), e ci porti valida collaborazione alla rettifica delle molte sviste che ci sono sfuggite, per parte delle quali si potrebbe ripetere quanto ha scritto il NICEFORO nella Errata-corrige al suo volume « Il metodo statistico », ma non per tutte, e in una errata saranno presto segnalate, se non tutte, almeno le maggiori. Poichè le osservazioni del prof. DE VERGOTTINI riguardano un argomento effettivamente trascurato da molti Autori, colgo l'occasione per fare qualche osservazione in proposito.

Nelle dispense, è definito valore divisorio « quel termine per il quale la somma dei termini ad esso inferiori è uguale alla somma dei termini superiori ». Poichè è premesso che i termini sono ordinati, è pensabile che ci sia un lapsus, e che consiste nella sostituzione della dizione « termini inferiori e superiori » al posto di quella di « termini che precedono e che seguono ». Dal fatto che nella definizione c'è un errore, e nell'esempio no, sorge ovviamente una contraddizione, che poteva servire a giustificare la supposizione che si trattasse di un errore di parole, ed è una specie di errori molto facili a commettersi, se anche il DE VERGOTTINI ha sostituito la parola « termine » scritta nelle dispense, con quella di « valore », riferita da lui. E' certo questa sostituzione, che ha reso ai suoi occhi l'errore delle dispense un po' meno veniale di quello che è. Ad ogni modo, errore c'era.

Non posso invece esser d'accordo col DE VERGOTTINI sul giudizio ch'egli dà del procedimento seguito nelle dispense, nè sulla motivazione del giudizio sul procedimento adottato dal MARCH (3) per il calcolo del valore divisorio nel caso in cui non esiste nessun termine che soddisfi alla definizione. In questo caso la definizione cade in difetto e, a stretto rigore, valore divisorio non esiste. Volendolo introdurre occorre cercare degli accorgimenti, ma in

(1) M. DE VERGOTTINI, *Sul valore mediale*, in « Rivista Italiana di demografia e statistica », Vol. II, nn. 1-2, Giugno 1948.

(2) C. GINI, *Corso di Statistica*, Nuova edizione a cura dei proff. V. Castellano, N. Federici e T. Salvemini, anno accademico 1946-47, Roma.

(3) L. MARCH, *Les principes de la méthode statistique*, Ed. F. Alcan, Paris, 1930.

certi casi conviene rinunciare, perchè esso «perde ogni rispondenza alla realtà» pensa il MORTARA (1). Comunque, il procedimento adottato dal DE VERGOTTINI, che a lui sembra il solo corretto, è uno di questi accorgimenti, come quelli adottati dal MORTARA, dal MARCH e dal GINI.

E chiarisco.

Il DE VERGOTTINI non riporta i procedimenti seguiti dal MORTARA, che ne ha due, ma io ritengo istruttivo farlo. Nelle «Lezioni» (2) del 1922 il MORTARA si accontenta che il valore divisorio bipartisca solo approssimativamente l'ammontare del carattere, e sceglie il primo termine che aggiunto ai precedenti dà una somma superiore a quella dei termini seguenti. Nella distribuzione che segue: 1 2 10 41, nella quale l'unità è ripetuta

(47) (1) (1) (1)

47 volte, e una volta ciascuno gli altri termini, il valore divisorio risulta 10. Nel «Sommario» del 1931, l'A. sceglie invece quel termine per il quale risulta minima, in valore assoluto, la differenza tra la somma dei termini precedenti e quella dei termini seguenti. Di tale proprietà gode, nel nostro esempio, il 2, per il quale è  $47-51=4$ , anzichè il 10, per il quale, è  $49-41=8$ . In tutti e due i casi viene modificata la definizione.

Il procedimento del DE VERGOTTINI mantiene la definizione cambiando la seriazione. Egli sceglie il 10, come nel 1° procedimento del MORTARA, ma poichè per rendere la somma dei termini a sinistra di 10 uguale a quella dei termini a destra, occorre spezzare 10 nella somma  $2+8$  (3), egli sostituisce la seriazione data con una simile, che ha un maggior numero di termini uguale a 5 volte (= 10 diviso per il M.C.D. tra 2 e 8) quello della seriazione effettiva. In tal modo si dispone di 5 termini = 10, e il valore divisorio cade tra il 1° e il 2° di questi, e quindi è 10.

Nel procedimento del MARCH si considera che la somma 49 dei termini fino a 2 è inferiore di 1 alla metà 50 della somma di tutti i termini, e quindi per raggiungere tale metà occorre aggiungere una delle 10 unità del termine successivo. Per questo, egli aggiunge al  $21/10$  della distanza di 2 dal termine successivo, e pone il valore divisorio uguale a 2,8.

Nelle dispense si sostituisce alla intensità di ciascun termine del carattere tutta una classe d'intensità, avente il valore del termine come punto centrale, e si costruisce il valore divisorio aggiungendo all'estremo inferiore

(1) G. MORTARA, *Sommario di statistica*, Università Bocconi, Milano 1931, pag. 69.

(2) G. MORTARA, *Lezioni di statistica metodologica*, Ed. del Giornale di statistica e rivista di statistica, Città di Castello, 1922.

(3) Corregga il lettore in 1+9 e apporti al calcoletto le piccole varianti che ne derivano. E' per questa mia svista che al de Vergottini sembra — nella nota seguente — che io cambi il suo procedimento, ma non glie ne voglio per questo. Dalle osservazioni del punto primo della sua replica a me pare risulti che il nostro dissenso si riduce al fatto che egli crede, e io no, che la distribuzione delle frequenze relative sia incondizionatamente equivalente a quella delle frequenze assolute; e la questione — sulla quale, se del caso, spenderò qualche paginetta in altra occasione — mette conto di essere segnalata ai lettori della Rivista. Non altrettanto proficua mi sembra la considerazione delle argomentazioni di cui al secondo punto, che hanno troppo acceso sapore polemico per essere ben meditate. Si direbbe che egli si sia dimenticato di aver mai visto seriazioni discontinue interpolate con curve continue.

della classe nella quale esso cade una frazione dell'ampiezza di tale classe pari alla frazione della intensità della classe stessa che occorre per pareggiare le due somme. Fatte le classi di ampiezza unitaria, si ha  $9,5 + 0,1 = 9,6$

Poichè nè l'ammontare dei termini inferiori a 10, nè quello dei termini inferiori a 2, a 2,8 e a 9,6 è uguale all'ammontare dei termini superiori (48 e 41 per il 10, 47 e 51 per il 2, 49 e 51 per 2,8 e 9,6), se il DE VERGOTTINI fosse stato imparziale, avrebbe dovuto concludere che nessuno di questi procedimenti è accettabile. Compreso il suo. E gli si poteva dar ragione. Ma egli ha torto di tener conto della ipotesi da lui fatta (sostituibilità della seriazione data con una simile) per riscontrare accordo tra il risultato da lui accettato e la definizione, e di non aver fatto altrettanto per il MARCH e per il GINI, dato che non considera il MORTARA.

In verità il procedimento del MARCH è effettivamente scorretto, e basta, per convincersene, applicarlo al caso in cui la definizione non è in difetto. Se al posto di 41 sostituiamo, nella precedente seriazione, 49, la somma dei termini a destra di 10 diventa = 49, come quella dei termini a sinistra, sicchè il valore divisorio è 10. Ma col metodo di MARCH si otterrebbe solo 6, perchè dovendo aggiungere a 49 la metà di 10 per raggiungere la metà della somma totale 108, egli aggiungerebbe a 2 la metà della differenza 10-2, cioè 4. Ma certo non lo farebbe, perchè si accorgerebbe dell'errore. Ad ogni modo, errore c'è e merita condanna, ma la motivazione della condanna del DE VERGOTTINI è ingiusta.

I procedimenti del MORTARA sono due e mostrano, se non altro, che l'A. ritiene non esservi una strada sola per superare le difficoltà. Solo, del secondo diremo che può condurre ad un valore che non gode della proprietà di rendere minima la somma dei valori assoluti degli scostamenti relativi dalla media, che l'A. enuncia subito dopo (ma non dimostra). Infatti, nel nostro esempio, tale somma è 47 per il 2 e 46,2 per il 10, sicchè, da un punto di vista formale, può sembrare più conveniente il primo.

Quanto al procedimento delle dispense, se si tiene conto della ipotesi nella quale è stato ottenuto, esso non dà un risultato inesatto. Resta l'altra obiezione del DE VERGOTTINI che il procedimento gli sembra privo di qualsiasi fondamento logico. Riesce difficile comprendere la ragione di questa dichiarazione, dato che il procedimento è quello che si adopera a volte per la mediana, e anche per caratteri discreti. Che se poi il carattere è raccolto in classi, come nell'esempio considerato dal MARCH (1), nel quale ciascun termine della seriazione è il valore medio dei salari di 500 operai, ottenuto ordinando gli operai per salari crescenti e dividendoli in classi ugualmente numerose, esso è, più che logico, forse il solo metodo semplice che sia difendibile. Infatti esso risponde alla ipotesi di una distribuzione quasi uniforme dei 500 salari in una classe ugualmente estesa intorno al valore medio, mentre quella di DE VERGOTTINI presuppone la uguaglianza di essi. Solo la dimenticanza della natura della sua distribuzione esemplificativa può aver fatto commettere al MARCH un errore, piuttosto veniale.

(1) L. MARCH, op. cit., pag. 268.

La ipotesi di una opportuna distribuzione decrescente delle frequenze del carattere all'interno delle classi, in verità poco discosta da quella uniforme, è anch'essa ipotesi necessaria per giustificare il comodo assunto che il valore divisorio ripartisce l'ampiezza della classe nella quale cade, in parti proporzionali alle differenze che occorre aggiungere alle due somme per renderle uguali alla metà della somma delle intensità del carattere. La ipotesi della uniforme distribuzione delle frequenze richiederebbe un calcolo alquanto più laborioso, e sposterebbe di poco a destra il valore divisorio. A tale ipotesi non era stato accennato nelle dispense, e nella errata correge abbiamo tenuto conto anche di questa imprecisione.

A conclusione dirò che sia il pentimento, discutibilmente felice, del MORTARA, che la svista del MARCH, che le nostre imprecisioni, che i non imparziali giudizi del DE VERGOTTINI dimostrano pienamente che gli statistici non curano i più umili argomenti della metodologia con la dovuta attenzione e, naturalmente, commettono degli errori, tutti.

VITTORIO CASTELLANO

## II. - Replica del prof. M. DE VERGOTTINI

Alle osservazioni fattemi dal CASTELLANO rispondo brevemente, limitandomi ai due punti più importanti.

a) Il C. considera il procedimento da me proposto per il calcolo del valore mediale, quando la metà dell'ammontare dei termini non è posseduta da un numero intero di termini, alla stessa stregua di quelli del GINI, del MARCH e del MORTARA. Ma in realtà esiste una differenza sostanziale tra il mio procedimento e gli altri ed è perciò che io considero il primo superiore ai secondi.

Il valore mediale ottenuto col mio procedimento conserva sempre alcune sue proprietà. p. e. quella di rendere minima la somma degli scostamenti relativi, presi in valore assoluto, riferiti al valore medio, nonchè quella di essere uguale per distribuzioni perfettamente simili. Gli altri procedimenti non soddisfano invece a questa condizione.

E' sulla proprietà del valore mediale di essere sempre uguale per distribuzioni perfettamente simili che si basa appunto il mio procedimento. Poichè il valore mediale viene da me definito come quel valore che divide in due parti uguali l'ammontare globale dei termini, essendo essi disposti in ordine di grandezza, interessa conoscere più che il posto assoluto occupato nella graduatoria dei termini da quello mediale, il posto relativo, ossia quale è la frazione dei termini uguali o inferiori al valore mediale, che possiedono cioè la metà dell'ammontare globale dei termini.

L'amplificazione della distribuzione che viene eseguita nel mio procedimento non può considerarsi un cambiamento della stessa, come afferma il C.; invero nessun cambiamento si effettua in una distribuzione quando invece della distribuzione effettiva si considera quella relativa p. e. nel calcolo



del rapporto di concentrazione o dell'indice delta o dell'indice di dissomiglianza del GINI, basato sulle differenze tra le quantità cograduate. Il calcolo di questo indice, quando il numero dei casi è differente nelle due distribuzioni comparate, si può fare soltanto ricorrendo all'amplificazione della distribuzione più numerosa o alle distribuzioni relative (che in certi casi corrispondono ad una riduzione anzichè ad una amplificazione delle distribuzioni effettive).

Io considero esatto il mio procedimento in quanto dà un valore mediale uguale a quello, esatto, di una distribuzione perfettamente simile, convenientemente amplificata. Il valore mediale così ottenuto occupa lo stesso posto relativo nelle due distribuzioni perfettamente simili. In un certo senso il mio procedimento si può paragonare ad un ingrandimento fotografico fatto allo scopo di individuare con precisione una caratteristica dell'oggetto fotografato, ciò che è invece impossibile in base alla fotografia originaria. Non mi sembra che eseguendo un ingrandimento di una fotografia si venga a cambiare l'oggetto fotografato.

In realtà il C. non tiene conto del fatto che la mia definizione di valore mediale non coincide con quella del GINI (vedi sopra). Nell'esempio fatto dal C., nella nota che precede questa mia, in cui

47    1    1    1 sono le frequenze e  
       1    2    10    41 sono i rispettivi valori,

il C. dice che io scelgo (cioè col mio procedimento) il 10; ma poichè per rendere la somma dei termini a sinistra del 10 uguale a quella dei termini a destra occorre spezzare 10 nella somma  $2 + 8$ , sostituisco la seriazione data con una simile, che ha un numero di termini uguale a 5 volte quello della seriazione effettiva. In tal modo si dispone di 5 termini  $= 10$  ed il valore mediale cade tra il 1° ed il 2° di questi (è compreso cioè tra il termine  $241^o$  e  $242^o$ , su un totale di 250 termini) e quindi è 10 (1). In questo modo però il C. modifica il mio procedimento, che dà pure come valore mediale il 10, ma il termine mediale è il  $481^o$  (2). Poichè nella distribuzione amplificata alla quale si deve ricorrere col mio procedimento il complesso dei termini è 500 (e non 250 come ritiene il C.), il termine mediale viene ad occupare, col mio procedimento, un posto relativo un po' differente da quello assegnatogli dal C.

b) Il C. non riesce a spiegarsi perchè io giudichi privo di qualsiasi fondamento logico il secondo procedimento per il calcolo del valore mediale esposto nelle dispense del GINI. La ragione è semplicissima: trattandosi di caratteri discreti, è assurdo fare l'ipotesi che siano continui. Se il termine 7 dell'esempio fatto nelle dispense del GINI è p. e. il numero di figli di una donna, è assurdo sostituire ad esso la classe 6,5-7,5, immaginare cioè che

(1) In realtà il valore mediale è il  $241^o$  termine in quanto la somma dei primi 240 termini, situati alla sua sinistra (245) coincide con quella degli ultimi 9, situati alla sua destra.

(2) In effetti i termini mediali sono il  $481^o$  ed il  $482^o$ ; nella distribuzione originaria del CASTELLANO i termini mediali sono il  $48,10$  ed il  $48,20$ , nonchè tutti quelli intermedi.

al posto di una donna con 7 figli esistano *frizioni* di donna con 6,5, 6,6, 7,1 ecc. figli. Il GINI in effetti questa assurdità non la vede, tanto che applica lo stesso procedimento per il calcolo della mediana di una distribuzione di esemplari di un fiore secondo il numero dei petali.

Il C. giustifica il ricorso al procedimento anzidetto, in quanto esso viene usato nel calcolo della mediana, anche quando — dice lui — i caratteri sono discreti. Io — confesso pubblicamente la mia ignoranza — ho visto l'applicazione di tale procedimento per il calcolo della mediana nel caso di caratteri discreti, soltanto nelle dispense del GINI. L'assurdità del procedimento in discorso, per caratteri discreti, è così ovvia che ci si deve stupire come il GINI l'abbia adottato ed il C. possa chiamarlo in difesa. Invero, se esistono 1440 esemplari di un fiore con 4 petali ciascuno, è assurdo supporre che alcuni esemplari abbiano 3,5, altri 3,6 ecc. petali, soltanto perchè al GINI non piace ottenere lo stesso valore mediano per distribuzioni differenti. Forse nella prossima edizione delle dispense il GINI proporrà qualche procedimento che dia, per differenti distribuzioni, differenti valori della media aritmetica!

Nel chiudere, ringrazio il C. di aver voluto esaminare la mia nota sul valore mediale con una certa attenzione e di aver contribuito a precisare alcuni dettagli riguardanti quelli ch'egli chiama « i più umili argomenti della metodologia ».

MARIO DE VERGOTTINI

## POPULATION

### Revue trimestrelle de l'Institut national d'études démographiques.

Paris - Rue de la Baume, 20

1948, janvier-mars :

A. Sauvy : Faits et problèmes du jour. A. Girard : Les conditions d'existence des familles. Les budgets familiaux en 1946. J. Stoetzel : Une étude du budget-temps de la femme dans les agglomérations urbaines. L. Tabah et J. Sutter : Influence respective de l'âge maternel et du rang de naissance sur la mortalité. La notion de légalité. L. Henry : La masculinité par âge dans les recensements. W. S. Thompson : La population des États-Unis d'Amérique. P. Melle : La population de l'Inde.

avril-juin :

A. Sauvy : Faits et problèmes du jour. L. Chevalier : Préface à Moheau. I. Hersch : Démographie potentielle et vieillissement de la population. A. Sauvy : La reprise de la natalité dans le monde. Ses causes, ses chances de durée. H. Hyrenius : La mesure de la reproduction et de l'accroissement naturel. J. Bourgeois-Pichat : Un nouvel indice de mesure de la fécondité. S. Ledermann : Les divorces et les séparations de corps en France. P. Vincent : L'accroissement futur des effectifs scolaires. A. Girard : Les conditions d'existence des familles. Dépenses et ration alimentaire en janvier-février 1948.

juillet-septembre :

A. Sauvy : Faits et problèmes du jour. Le Corbusier : L'habitation moderne. W. D. Borrie : Aspects historiques et contemporains de l'immigration australienne. Y. Renouard : Conséquences et intérêt démographiques de la peste noire de 1348. G. Tagliacarne : La situation démographique de l'Italie. R. Gessain : Anthropologie et démographie. H. Bergues : Répercussions des calamités de guerre sur la première enfance. A. Girard : Les conditions d'existence des familles. Les dépenses d'habillement.

## Sullo scarto quadratico medio e sui valori potiori

Anche in merito all'articolo pubblicato sull'argomento nel precedente fascicolo della Rivista (giugno 1948) è pervenuta una breve nota del dottor Amato cui segue una risposta del dottor Resta

Intendo riferirmi alla recente Nota del Dott. PAOLO RESTA pubblicata nel fascicolo del giugno 1948 di questa Rivista.

L'Autore indica con

$$[1] \quad x_1, x_2, \dots, x_n$$

i valori distinti del fenomeno preso in esame e con

$$p_1, p_2, \dots, p_n$$

i corrispondenti pesi relativi, per cui si ha la media aritmetica ponderata delle [1]:

$$M = \sum_{i=1}^n x_i p_i$$

Egli chiama *valori potiori* le quantità:

$$[2] \quad \frac{x_i p_i}{M}, \quad (i = 1, 2, \dots, n)$$

mentre è nell'uso chiamare *valore potiore* di una seriazione statistica quella particolare intensità del carattere che, moltiplicata per la corrispondente frequenza, dia un massimo. Per esempio, il *prezzo potiore* è quel prezzo che, moltiplicato per la quantità venduta, assicura al monopolista il massimo ricavo (punto di COURNOT).

Come si vede il *valore potiore* ha un significato preciso e non si ravvisa, secondo me, l'opportunità di chiamare così anche i valori [2].

Il RESTA propone inoltre il seguente valore medio delle [1]:

$$[3] \quad \frac{\sum_{i=1}^n x_i^2 p_i}{\sum_{i=1}^n x_i p_i}$$

che chiama *valore medio rispetto ai valori potiori* e che, com'è noto, non è altro che la *media antiarmonica ponderata delle* [1]. Ed è strano che l'Autore citi il *Manuale di statistica* del VINCI (Zanichelli, Bologna, 1939) nel quale, a pagina 123, viene fatta espressa menzione della media in questione.

La media antiarmonica — scrive il VINCI — era conosciuta dai greci alcun tempo dopo la scoperta delle tre medie classiche (aritmetica, geometrica e armonica); essa viene, invero, impiegata molto raramente nelle analisi statistiche.

L'Autore, infine, mette in luce alcune relazioni fra la [3] e lo scarto quadratico medio.

«Non risulta — egli scrive — in tutta la bibliografia che ho avuto agio di considerare, che le relazioni seguenti siano già state poste in evidenza».

Le relazioni a cui si riferisce sono le seguenti:

$$[4] \quad \sigma^2 = M (M_A - M),$$

$$[5] \quad M_A = \frac{\sigma^2}{M} + M,$$

dove  $\sigma$  è lo scarto quadratico medio e  $M_A$  la media antiarmonica.

Risulta invece che le [4] e [5] sono abbastanza note: la [4] si trova nel *Manuale di statistica metodologica* del DE VERGOTTINI (Humus, Napoli, 1948), a pagina 152, e la [5] nella Nota del RICCI (*Confronti fra medie*, in «Giornale degli Economisti», luglio 1915).

E se anche il RESTA non avesse avuto la possibilità di consultare il Manuale del DE VERGOTTINI, perchè allora in corso di stampa, resterebbe sempre il mio precedente rilievo nei riguardi della Nota del Ricci che, finita di stampare nel 1915, divenne subito di pubblica ragione.

VITTORIO AMATO

Catania, Istituto di Statistica - Università

#### RISPOSTA ALLE CONSIDERAZIONI DEL DOTT. AMATO

Rispondo alle osservazioni sul mio articolo che il Dott. AMATO ha inviato alla Rivista alla fine del luglio scorso e che, se ho ben capito, contengono le tre seguenti critiche:

1) aver esteso il nome di valore potiore a tutti i valori della curva delle frequenze dell'intensità del carattere al cui valore massimo corrisponde il valore potiore propriamente detto;

2) di non aver voluto chiamare media antiarmonica la media delle  $x$  ponderate per le suddette intensità;



3) che una delle relazioni riportate nella memoria figura in un articolo del RICCI del 1915 ed un'altra nel « Manuale di statistica metodologica » del Prof. DE VERGOTTINI del 1948.

La prima critica riguarda una questione di terminologia: ho dato un nome ai valori della su citata curva, che ha tanta importanza in molti problemi statistici, facendolo scaturire dal fatto che mediante essi si ricerca il « valore potiore ». La scelta potrà non essere molto felice; si potrà dare ad essi un nome etimologicamente migliore senza peraltro che cambi l'essenza del mio lavoro.

Per quanto riguarda il fatto che la  $\frac{\sum p_i x_i^2}{\sum p_i x_i}$  viene a corrispondere alla

media antiarmonica mi permetto ricordare che a questa formula si giunge sia se ci si riferisce alle progressioni antiarmoniche ed alla relativa media ricavata dai greci, sia se si esegue una media ponderata delle  $x_i$  assumendo come pesi le  $x_i$  stesse, come viene messo in luce da alcuni autori, fra cui il VINCI stesso da me citato. Dato che il mio lavoro tende a mostrare che questo valore è il doppio della distanza baricentrica dell'area racchiusa fra la curva di graduazione e l'asse di accumulazione delle frequenze, ho preferito attenermi alla seconda origine della formula senza ignorare che la media antiarmonica corrispondesse al rapporto fra la somma dei quadrati dei valori della serie e la somma dei valori stessi, come risulta in molti testi di statistica e fra l'altro anche nelle dispense del Prof. MAROI in uso per gli studenti del nostro Istituto. Anche questa non è che una questione di terminologia che non intacca per niente quanto esposto nella mia memoria.

Per quanto riguarda, infine, le due relazioni, che mi sono servite di passaggio per raggiungere lo scopo che mi ero prefisso, trovo giusto che mi si addica di non conoscere quella del RICCI; ma mi sembra strano che il dottore AMATO mi dica che potevo avere la possibilità di consultare l'altra di esse sul volume del Prof. DE VERGOTTINI quando questo ai primi dell'agosto 1948 non era ancora messo in vendita ed io ho consegnato l'articolo alla Rivista alla fine dello scorso anno. Non ho avuto la possibilità di consultare il volume nemmeno ora; ma ringrazio vivamente il dott. AMATO per l'indicazione della pagina che mi renderà facile trovare rapidamente la formula non appena il libraio mi avrà venduto il volume.

*Napoli, Università.*

PAOLO RESTA

## REVUE DE L'INSTITUT INTERNATIONAL DE STATISTIQUE

La Haye - 2, Oostduinlaan

Vol. 15, 1947, no 1-4.

S. A. Rice: The Twenty-fifth Session, Washington, D. C. September 6-8, 1947. J. Timbergen: Quelques estimations de l'influence des contingentements 1933-1938 sur l'emploi aux Pays-Bas. C. Gini: Statistical relations and their inversions. Communications sur l'organisation et l'administration statistiques. Bibliographie statistique internationale. Sociétés de statistique. Nouvelles statistiques. Avis aux membres.

## *Il costo del lavoro degli operai dell'industria durante il 1947*

Per poter determinare quale sia l'ammontare del costo del lavoro degli operai dell'industria occorre partire da alcune ipotesi sulla cui esattezza non si hanno elementi di riprova; tuttavia, sebbene discutibili, esse non appaiono tali da inficiare sostanzialmente la stima cui si vuol giungere.

Principale tra le accennate ipotesi, che si accettano a priori, è che la media dei salari effettivi coincida con quelli contrattuali presi a base dalle statistiche, e ciò in tutte le provincie e presso le aziende di ogni dimensione.

Il salario medio giornaliero corrisposto agli operai delle industrie è stato desunto dalle rilevazioni della Confindustria (« Rassegna di statistiche del lavoro » del 10 marzo 1948); nella tabella seguente sono riportati i dati relativi a ciascun mese dell'anno 1947.

M E S I	Salario medio giornaliero	Giorni lavorativi	Ammontare mensile dei salari pagati
Gennaio . . . . .	467	25	11.675
Febbraio . . . . .	564	24	13.536
Marzo . . . . .	564	25	14.100
Aprile . . . . .	636	25	15.900
Maggio . . . . .	636	24	15.264
Giugno . . . . .	746	23	17.158
Luglio . . . . .	746	23	17.158
Agosto . . . . .	865	21	18.165
Settembre . . . . .	865	22	19.030
Ottobre . . . . .	924	27	24.948
Novembre . . . . .	924	23	21.252
Dicembre . . . . .	953	25	23.825
		287	212.011

A conferma dell'attendibilità dei dati sui salari medi giornalieri sopra riportati si osserva una perfetta coincidenza tra gli indici calcolati in base ad essi (1938=100) e gli indici calcolati dall'Istituto centrale di statistica.

All'importo di 212.011 lire pagate per salari in un anno occorre aggiungere :

— le festività pagate (14 giorni) . . . . .	L. 10.153
— le ferie (12 giorni) . . . . .	» 9.904
— la gratifica natalizia (200 ore) . . . . .	» 23.825
<i>in totale</i> . . . . .	L. 43.882

In particolare, le festività risultano così distribuite nel corso dell'anno : gennaio 2, marzo 1, aprile 1, maggio 3, giugno 2, agosto 1, novembre 2 e dicembre 2, mentre per il calcolo delle ferie è presumibile che il loro godimento sia avvenuto nel trimestre luglio-settembre.

Risultano, dunque, complessivamente pagate durante il 1947 L. 255.893 in media a ciascun operaio dell'industria nell'ipotesi di un'occupazione costante.

Ma quella dell'occupazione costante è un'ipotesi limite, in quanto occorre tener conto della stagionalità di alcune industrie e di lavorazioni ad orario settimanale ridotto. In mancanza di elementi più recenti è giuoco forza far ricorso ai dati relativi al 1937-39 ricavabili dal censimento industriale. A fronte di 2.886.883 operai occupati si ebbero (nel 1937-39) 4.947 milioni di ore di lavoro con una media di 1.714 ore annue per operaio.

Poichè sia alla data del censimento che nel 1947 l'orario di lavoro nelle industrie è stato di 8 ore giornaliere — secondo il R.D.L. 15 marzo 1923, numero 692 — le 287 giornate lavorative effettuate nel 1947 risulterebbero pari a 2.296 ore. Supponendo un uguale numero di giornate lavorative anche per il periodo del censimento si otterrà ancora un ammontare di 2.296 ore lavorative, nell'ipotesi di piena occupazione, contro 1.714 effettuate, con uno scarto del 25 per cento circa dovuto alla stagionalità.

Volendo dunque tener conto — nella stima del salario medio annuo — della stagionalità occorrerà, dunque, detrarre dall'importo di 255.893 lire già calcolato una quota non minore del 25 per cento. Si può pertanto calcolare in 191.920 la somma effettivamente pagata, in media, a ciascuno operaio nel 1947.

In mancanza di dati ufficiali aggiornati, può ritenersi che nel 1947 il numero degli operai occupati sia presumibilmente aumentato del 10 per cento circa rispetto a quello rilevato alla data del censimento. Ciò in relazione sia all'incremento demografico, sia al raffronto tra il numero dei disoccupati esistenti all'epoca del censimento e nel 1947, sia al blocco dei licenziamenti, che ha gonfiato il livello di occupazione operaia richiesto dalle esigenze della produzione, sia infine all'assunzione obbligatoria dei reduci da parte delle aziende industriali.

D'altra parte, un livello di occupazione di 3.200.000 operai sembra verosimile. La produzione industriale del 1947 è stata pari solo all'80% del 1938, pur essendo maggiore il numero degli operai occupati, ma essa si è realizzata con un diminuito rendimento degli impianti e con un diminuito rendimento delle maestranze (dovuto, in parte, al meno elevato tenore di vita degli operai).

Va tuttavia osservato che il 1947 rappresenta un anno di ripresa nel rendimento degli operai dell'industria, se in luogo di confrontarlo con l'anteguerra lo si pone a confronto con anni meno lontani. Per il 1942, ad esempio, il numero degli operai occupati non può ritenersi inferiore ai 3.200.000 stimati per il 1947, mentre la produzione industriale fu più bassa raggiungendo il 75% del 1938 contro l'80% raggiunto nel 1947.

Moltiplicando le 191.920 lire pagate in media a ciascun operaio dell'industria per 3.200.000 operai occupati si ottiene un fondo di salari di 614 miliardi di lire.

Aggiungendo al fondo salari, come sopra calcolato, l'importo degli oneri sociali si ottiene il costo complessivo del lavoro. Sulla base delle rilevazioni già utilizzate per il calcolo del fondo salari (vedi statistiche del lavoro già citate) alle 255.893 lire corrispondenti alla retribuzione di un anno — nell'ipotesi di occupazione costante — occorrerebbe aggiungere 66.581 lire per il pagamento dei contributi sociali. Riducendo anche questo importo del 25% per tener conto della stagionalità si ottengono 49.936 lire.

Tuttavia non tutte le 49.936 lire pagate in media per operaio occupato e i 160 miliardi nel complesso, che si ottengono come importo degli oneri sociali nel 1947, possono ritenersi effettivamente erogati in quanto in materia di contributi sociali l'evasione è tutt'altro che trascurabile. Conviene, quindi, procedere alla stima delle somme effettivamente erogate per altra via, e cioè desumendo il gettito dei contributi dai dati finanziari della gestione dell'Istituto nazionale della previdenza sociale, dell'Istituto nazionale per l'assicurazione contro gli infortuni sul lavoro e dell'Istituto nazionale per l'assicurazione contro le malattie. Va peraltro osservato che non sempre i dati utilizzati si riferiscono all'esercizio 1947, in quanto essi tengono conto di tutti, e soltanto, i pagamenti effettuati nel corso dell'anno.

In particolare, il gettito dei contributi per le assicurazioni obbligatorie (invalidità, vecchiaia e superstiti; disoccupazione; tubercolosi; nuzialità e natalità) e per il fondo integrazione assicurazioni generali obbligatorie (invalidità, vecchiaia e superstiti; disoccupazione; tubercolosi) relativamente all'industria — valutabile in misura del 75 per cento circa del gettito dei contributi complessivi (45 miliardi) — può stimarsi a 33 miliardi di lire.

Il gettito dei contributi per gli assegni familiari nell'industria è stato di 57 miliardi, quello della cassa operai richiamati 1 miliardo, quello della cassa integrazione salari (escluso il contributo dello Stato) 13 miliardi, e quello per il fondo di solidarietà sociale — istituito con il decreto legislativo del Capo provvisorio dello Stato 29 luglio 1947, n. 687 — può stimarsi a 2 miliardi di lire.

Complessivamente, il gettito dei suddetti contributi che fanno parte della gestione dell'Istituto nazionale della previdenza sociale ammonta a 106 miliardi, mentre il gettito dei contributi concernenti l'assicurazione contro gli infortuni sul lavoro nell'industria può valutarsi a 14 miliardi e quello per l'assicurazione contro le malattie nel settore dell'industria può stimarsi a 18 miliardi.

Pertanto, il gettito complessivo dei contributi è di 138 miliardi; da tale importo occorre togliere quelli relativi agli impiegati dell'industria e agli artigiani.



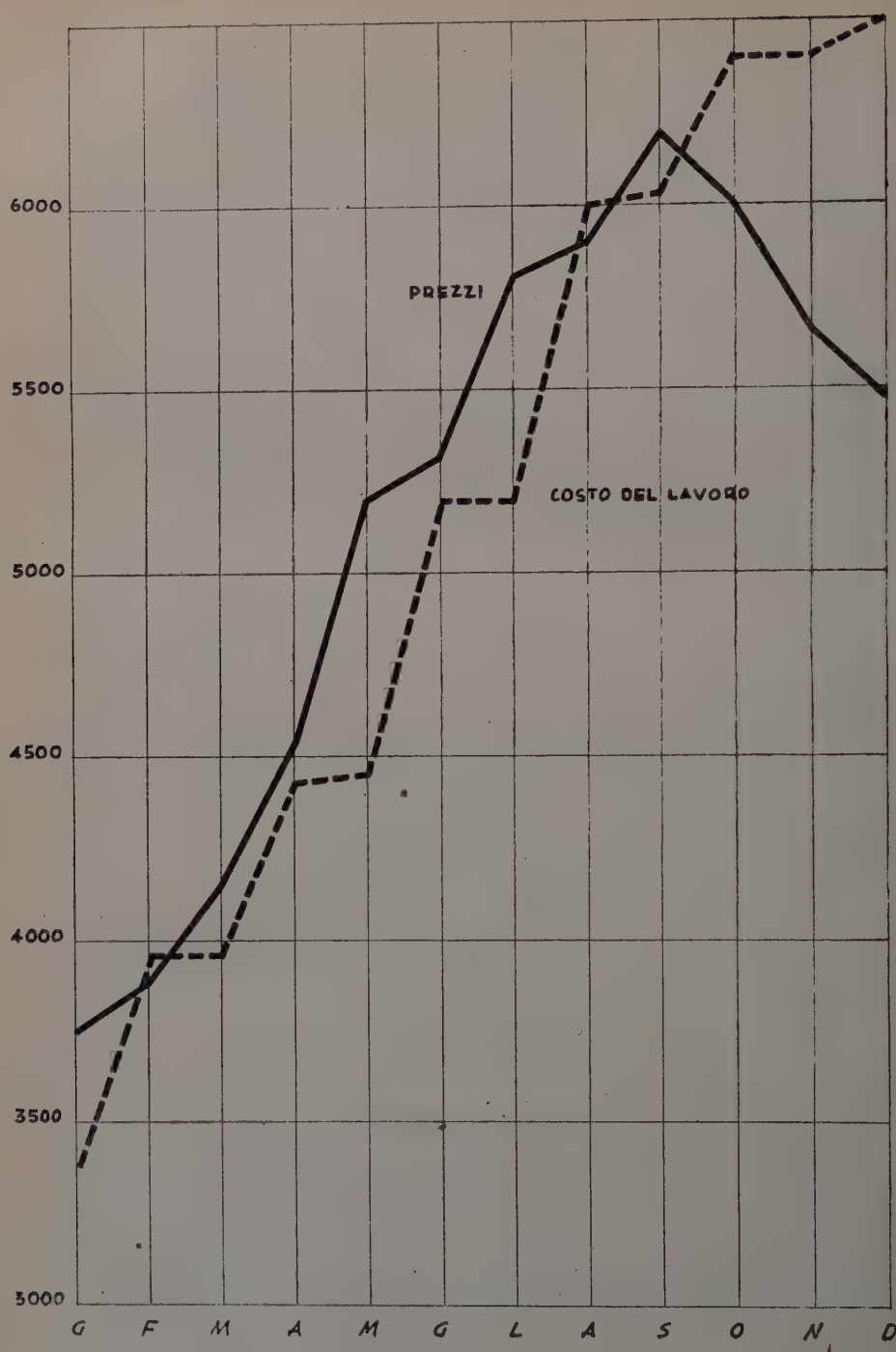
L'ammontare del presumibile gettito dei contributi relativi a circa 300 mila impiegati dell'industria può valutarsi a 13 miliardi. Stimando in misura del 7 per cento, sul totale dei residui 125 miliardi, la quota da detrarre per gli oneri sociali relativi agli artigiani, si ha un totale di 116 miliardi che rappresentano il gettito effettivo dei contributi relativi agli operai dell'industria, gettito che confrontato con i 160 miliardi sopra calcolati palesa un'evasione del 27,5 per cento circa.

In conclusione, il costo complessivo del lavoro degli operai dell'industria può valutarsi per il 1947 a 730 miliardi, così ripartiti: fondo salari 614 miliardi, pari all'84 per cento, e gettito dei contributi sociali 116 miliardi,

P E R I O D I	Salari	Elementi accessori	Oneri sociali	Costo del lavoro	Indice del costo del lavoro	Indice dei prezzi all'ingrosso	Indice del costo reale del lavoro
	(lire)						
(1)	(2)	(3)	(4)	(5) = (2) + (3) + (4)	(6)	(7)	(8) = (6) : (7)
1938 . . . . .	18,40	1,10	1,90	21,40	100	100	100
1947 :							
Gennaio . . . . .	467	96,67	159,06	722,73	3.377	3.754	90,0
Febbraio . . . . .	564	116,75	167,79	848,54	3.965	3.891	101,9
Marzo . . . . .	564	116,75	167,79	848,54	3.965	4.139	95,8
Aprile . . . . .	636	131,65	185,77	953,42	4.455	4.533	98,3
Maggio . . . . .	636	131,65	185,77	953,42	4.455	5.203	85,6
Giugno . . . . .	746	154,42	213,17	1.113,59	5.204	5.329	97,6
Luglio . . . . .	746	154,42	213,17	1.113,59	5.204	5.779	90,1
Agosto . . . . .	865	179,05	243,88	1.287,93	6.018	5.889	102,2
Settembre . . . . .	865	179,05	251,63	1.295,68	6.054	6.202	97,6
Ottobre . . . . .	924	191,27	256,94	1.372,21	6.412	6.010	106,7
Novembre . . . . .	924	191,27	256,94	1.372,21	6.412	5.647	113,5
Dicembre . . . . .	953	197,27	258,30	1.408,57	6.582	5.526	119,1
Media 1947 . . . . .	740,83	153,35	213,35	1.107,53	5.175	5.158	100,3

pari al 16 per cento. Conseguentemente, l'incidenza effettiva degli oneri sociali sul fondo salari è stata, durante il 1947, in misura del 19 per cento.

Nel 1947 il costo del lavoro è stato pari, rispetto al 1938, a 51,75 volte. Si tratta, però, di un costo riferito ad unità di tempo, anziché ad unità di lavoro prodotto. Per procedere a tale rilevazione, occorrerebbe conoscere, tra l'altro, il numero degli operai occupati nei vari rami di attività industriale; in mancanza di tali dati, si può grosso modo stabilire il seguente calcolo: nel 1947, essendo presumibilmente passato a 110 l'indice dell'occupazione operaia, il numero indice del rendimento, cioè il rapporto tra l'in-



dice della produzione industriale e l'indice dell'occupazione operaia, è stato in misura del 73 per cento circa rispetto all'anteguerra. Conseguentemente, il rapporto tra il costo medio annuo del lavoro e il rendimento, cioè il costo del lavoro riferito ad unità di lavoro prodotto, è stato pari a circa 71 volte nei confronti dell'anteguerra, contro un livello medio generale dei prezzi di 51,6 volte. Si tratta, come è ovvio, di un dato di larga approssimazione, che varia in misura notevole da un settore all'altro in relazione alle condizioni in cui si è svolto il processo produttivo nei vari rami industriali.

\* \* \*

Nel corso dell'anno, l'indice del costo del lavoro (base 1938 = 100) è passato da 3.377 in gennaio a 6.582 in dicembre, palesando un incremento del 95 per cento; nel contempo, l'indice generale dei prezzi è passato da 3.754 a 5.526, palesando, invece, un incremento del 47 per cento, come risulta dalla tabella e dal grafico riportati alle pagine precedenti.

Come si rileva, nell'ultimo trimestre del 1947, il livello dell'indice del costo del lavoro è stato più elevato, rispetto al 1938, di quello dell'indice dei prezzi in misura del 7 per cento in ottobre, del 13 per cento in novembre e del 19 per cento in dicembre.

Nel corso di alcuni mesi del 1947 si è verificata un'inversione nella posizione relativa delle due curve, in conseguenza degli aumenti bimestrali dell'indennità di contingenza, nel febbraio e nell'agosto, e della nota flessione del livello generale dei prezzi, nell'ultimo trimestre dell'anno.

RANIERO CARDONI

## BOLLETTINO DELLA SOCIETÀ GEOGRAFICA ITALIANA

Pubblicazione della Società Geografica Italiana.

Villa Celimontana - Roma

1948: gennaio-aprile.

*E. De Agostini*: Paolo Thaon di Revel, *G. Caraci*: Arrigo Lorenzi, *L. Gambi*: I laghi di frana dell'Appennino Romagnolo, *A. Segre*: La voragine di Monte Spaccato nei Monti Tiburtini, *R. Riccardi*: Appunti sulle condizioni geografiche della nuova Polonia.

maggio-giugno.

*G. Gonella*: Terre e orizzonti, *O. Toraldo Di Francia*: La Società geografica italiana nell'ottantesimo anniversario della sua fondazione, *L. Lari*: I porti della zona vesuviana, *A. M. De Agostini*: Esplorazione e prima ascensione del massiccio del S. Lorenzo.

luglio-agosto.

*D. Gribaudi*: L'apporto del Medio Evo alla fisionomia geografica dell'Europa, *A. Mori*: Le migrazioni stagionali dei pescatori nell'Alto Tirreno, in relazione col popolamento recente dei centri costieri, *R. Ul-Hasan*: Alcune notizie sulle condizioni demografiche ed economiche del Pakistan, *E. Bevilacqua*: I ritratti di città e terre dell'Umbria di Cipriano Piccolpasso.

### *La collaborazione europea nel campo della statistica*

1. - Dopo la prima guerra mondiale, la creazione della Società delle Nazioni favorì notevolmente lo sviluppo delle relazioni fra i vari Paesi nel campo della statistica. A tale collaborazione non mancò peraltro l'efficace contributo che venne dato, specie per talune statistiche, da altri importanti enti internazionali quali l'Istituto Internazionale di Statistica, l'Istituto Internazionale di Agricoltura, l'Ufficio Internazionale del Lavoro e l'Istituto Internazionale del Commercio.

Tutti questi organi che provvedevano, e che tuttora provvedono, come è noto, alla raccolta ed alla pubblicazione dei dati statistici relativi ad un gran numero di Paesi, con la loro azione centralizzatrice, suscitavano nel periodo compreso fra le due guerre, un fervore di iniziative mai conosciute in passato. Persino le Nazioni più retive a servirsi della statistica, come strumento della pubblica amministrazione, sentirono il bisogno di promuovere nuove indagini là dove prima si era ritenuto che la ricerca statistica fosse superflua o impossibile. Ovunque si moltiplicarono i centri culturali e gli uffici statistici e si agevolò la diffusione di pubblicazioni statistiche sia a carattere privato che ufficiale.

Al progresso della collaborazione internazionale nel campo della statistica giovarono peraltro le convenzioni che si stipularono fra i vari Paesi al fine di uniformare e perfezionare i metodi di rilevazione e di elaborazione dei dati nonchè la istituzione di comitati nazionali di esperti il cui compito era quello di assicurare l'esattezza e la regolarità delle varie indagini quantitative. Grazie a questa multiforme attività la documentazione statistica internazionale andò sempre più arricchendosi, talchè alla vigilia del secondo conflitto mondiale ben pochi erano i fenomeni per i quali non fosse possibile istituire confronti, sia pure ancora approssimativi, fra un Paese e l'altro.

Si trattava, è vero, di una documentazione che se poteva servire utilemente per orientare i Governi, gli uomini d'affari, gli studiosi non era certo adatta per un'analisi troppo approfondita, ma il lavoro compiuto aveva preparato un terreno fertile per ulteriori sviluppi. Si pensava perciò che con il ritorno alla pace e con il conseguente normalizzarsi dei rapporti fra i popoli, la collaborazione internazionale in materia statistica sarebbe stata subito e ovunque ripresa spontaneamente. Purtroppo invece la confusa situazione politica, la diminuita efficienza dei vecchi enti internazionali statistici, il sorgere dei nuovi, con finalità diverse in relazione soprattutto alle urgenti necessità del momento, costituirono altrettanti impedimenti che ostacolarono



una coordinata azione nel campo statistico e che indebolirono quello spirito di effettiva intesa che aveva animato i vari Paesi in altri tempi, anche quando ci si era trovati di fronte a profonde crisi internazionali. Ciò peraltro accadeva proprio in un momento in cui maggiormente necessaria si presentava l'opera della statistica per la soluzione dei gravi problemi inerenti alla ricostruzione.

Fu in questa atmosfera di indifferenza che ai primi del corrente anno i Paesi del Benelux formularono la proposta di costituire, in seno alla Commissione economica Europea, un Comitato Statistico permanente. Il Segretariato esecutivo della Commissione si dichiarò favorevole a che tale proposta venisse inserita nell'ordine del giorno delle riunioni della terza Sessione. Nondimeno all'inizio dei lavori, che si svolsero a Ginevra fra il 26 aprile e l'8 maggio, i delegati delle varie Nazioni partecipanti rimasero sorpresi nel constatare che la proposta del Benelux era stata tolta dall'ordine del giorno senza averne prima discusso i motivi, ma soltanto dopo una semplice comunicazione del Presidente della Commissione Economica. Le varie delegazioni non nascosero il loro disappunto e pertanto decisero di iniziare, in margine ai lavori della Commissione stessa, una serie di colloqui per esaminare e discutere, per loro conto, la avanzata proposta del Benelux.

Anche l'Italia, che era rappresentata dallo scrivente nella sua qualità di Presidente dell'Istituto Centrale di Statistica, prese parte a queste riunioni.

2. - La proposta del Benelux di costituire un Comitato Statistico permanente era stata motivata dai Paesi promotori in considerazione del fatto che la Commissione economica Europea avrebbe avuto necessità di valersi, per la trattazione della vasta e complessa materia ad essa affidata e per le decisioni da prendere, della documentazione statistica disponibile presso i vari Paesi. Stante l'ineguale sviluppo esistente nelle indagini quantitative delle diverse Nazioni e le lacune che si riscontrano tuttora nelle rilevazioni e nella comparabilità internazionale dei dati, sarebbe stato ben difficile alla Commissione desumere da tale documentazione le notizie di cui abbisognava senza sottoporre i dati ad un rigoroso esame critico. Il Comitato Statistico, di cui si proponeva l'istituzione, avrebbe dovuto avere appunto il compito di provvedere alla raccolta ed all'esame di tutti gli elementi necessari per il lavoro della Commissione Economica. Inoltre avrebbe dovuto occuparsi del miglioramento di quelle indagini che in taluni Paesi risultavano più arretrate nonchè dell'esecuzione di quelle statistiche che non venivano eventualmente eseguite. In particolare avrebbe dovuto essere cura del Comitato Statistico l'armonizzare i sistemi di rilevazione, spoglio, elaborazione e pubblicazione dei dati in modo da giungere alla unificazione dei criteri da adottarsi ed assicurare nel contempo la massima chiarezza, esattezza e comparabilità fra le statistiche dei vari Paesi.

Del Comitato Statistico sarebbero state chiamate a far parte tutte le Nazioni rappresentate nella Commissione economica Europea. Con ciò, tuttavia, non doveva essere precluso l'accesso agli altri Paesi del vecchio continente i quali, ferme peraltro determinate condizioni, avrebbero potuto anch'essi parteciparvi.

Riguardo al funzionamento, detto Comitato Statistico avrebbe dovuto mettersi in relazione diretta con i Governi interessati, al fine di inoltrare ad essi le proprie raccomandazioni secondo le direttive della Commissione Economica; tuttavia nella trattazione di talune questioni avrebbe avuto libertà di iniziativa in modo da poter consigliare la Commissione stessa circa i miglioramenti da introdurre nella documentazione quantitativa messa a sua disposizione.

Sulla necessità di una stretta collaborazione fra i Paesi europei nel campo della statistica, già vivamente desiderata dai dirigenti degli Uffici ed Istituti statistici delle varie Nazioni, i delegati della Bulgaria, Danimarca, Francia, Italia, Jugoslavia, Svezia, Svizzera e Ungheria si trovarono subito e pienamente d'accordo con la proposta avanzata dal Benelux.

Nella riunione del 3 maggio, alla quale parteciparono sia i delegati dei suddetti Paesi che quelli dell'Inghilterra, i sigg. Owen, Myrdal e Kaldor fornirono chiarimenti circa la soppressione della proposta del Benelux nell'ordine del giorno della 3ª Sessione. Essi fecero presente che la questione relativa ad una collaborazione europea nel campo della statistica avrebbe formato oggetto di ampio esame da parte della Commissione Statistica delle Nazioni Unite nella Sessione che si sarebbe tenuta a Lake Success. Frattanto si dava formale incarico al Segretario esecutivo della Commissione Economica Europea, sig. Myrdal, di promuovere contatti fra i rappresentanti dei diversi Uffici statistici europei, a scopo informativo, in modo da preparare il terreno sia per un lavoro esteso all'intero continente sia per una successiva e più vasta attività sul piano della collaborazione mondiale.

Ciò avrebbe dato modo, peraltro, al Segretario di detta Commissione, di superare le difficoltà che si erano già incontrate nel corso delle indagini sulla situazione economica dell'Europa e sulle prospettive future. Talchè, mentre i vari Uffici statistici nazionali avrebbero avuto agio di studiare i rispettivi metodi usati, il Segretariato della Commissione Economica, pur mantenendosi in contatto con essi, avrebbe potuto a sua volta corrispondere con i diversi organi statistici internazionali consultando nel contempo per lo studio di taluni problemi specifici i Governi interessati.

Così dalla riunione del 3 maggio non sorse alcun Comitato Statistico europeo, ma venne tuttavia prospettata la possibilità di provvedervi in seguito.

Nelle successive riunioni e particolarmente in quella del 5 maggio, i delegati dei menzionati Paesi dichiararono che, senza voler diminuire l'importanza della Commissione Statistica delle Nazioni Unite, consideravano necessario non soltanto i contatti personali fra i dirigenti dei diversi Uffici statistici europei, ma anche il promuovere relazioni dirette con il Segretariato della Commissione Economica, il quale avrebbe dovuto a sua volta seguire da presso i lavori dei vari organi statistici internazionali, quali l'Istituto Internazionale di Statistica, l'Ufficio Internazionale del Lavoro, l'Istituto Statistico Interamericano, le diverse organizzazioni create dall'O.N.U. e l'Organizzazione Internazionale del Commercio. Venne infine fissato nelle sue linee generali il programma che si sarebbe dovuto seguire.

Attraverso questi contatti peraltro si sarebbe dovuto definire chiaramente ed esattamente la nomenclatura dei censimenti economici usata nei diversi Paesi; stabilire i criteri di calcolo degli indici della produzione industriale, degli indici dei prezzi all'ingrosso ed al minuto, degli indici del volume delle importazioni e delle esportazioni e dei relativi prezzi; precisare i metodi usati per le statistiche del commercio estero.

Nel concludere i colloqui di Ginevra, i rappresentanti degli enti statistici colà convenuti decisero di tenere in avvenire almeno due riunioni all'anno.

3. - Per quanto riguarda la partecipazione italiana ad un eventuale Comitato Statistico Europeo, è ovvio che tale partecipazione verrebbe regolata secondo le medesime modalità con cui oggi il nostro Paese viene ammesso a collaborare nella Commissione Economica Europea. L'Italia, come si sa, non è ancora membro dell'O.N.U. e pertanto essa viene di volta in volta invitata a partecipare mediante delegazioni ai soli lavori dei Comitati tecnici di detta Commissione. L'attività di tali delegazioni oltre ad essere coordinata a Ginevra da un osservatore del Ministero degli esteri viene altresì seguita in Italia attraverso una Commissione Interministeriale nella quale è rappresentato anche l'Istituto Centrale di Statistica.

Nelle riunioni di Ginevra della terza Sessione della Commissione Economica Europea, la delegazione italiana non soltanto ebbe utili contatti con i dirigenti degli Uffici e degli istituti statistici dei vari Paesi ma prese altresì parte attiva ai frequenti colloqui con il Segretariato della Commissione Economica al fine di rendere noto quanto era stato fatto in Italia nel campo statistico dopo la liberazione ed il grado di efficienza scientifica e tecnica oggi raggiunto dall'Istituto Centrale di Statistica.

A tale scopo veniva consegnato a detto Segretariato un promemoria riguardante la situazione dei censimenti italiani e le difficoltà di ordine essenzialmente finanziario ostacolanti la loro esecuzione nell'attuale momento. In particolare veniva ricordato che i più recenti censimenti demografici ed economici italiani risalgono al periodo che va dal 1936 al 1940. Pertanto sarebbe stato ben difficile fare una valutazione delle risorse e della entità demografica del Paese dopo gli sconvolgimenti causati dalla guerra ed i profondi cambiamenti avvenuti sia nell'ambiente economico-sociale che nella consistenza e nella distribuzione della popolazione; ancor più difficile si presenterebbero le previsioni per un futuro più o meno prossimo.

Nel promemoria si rilevava inoltre che l'Istituto Centrale di Statistica subito dopo la caduta del fascismo aveva predisposto dettagliati piani per i nuovi censimenti ed aveva approntato gli schemi dei questionari da adottare, migliorandoli notevolmente rispetto a quelli usati in passato, relativamente alle indagini classificate nei seguenti tre grandi gruppi: 1) censimenti della popolazione; 2) censimenti dell'agricoltura, foreste e bestiame; 3) censimenti delle industrie, attività artigiane, commercio, banche, istituzioni di credito e assicurazioni, servizi pubblici, servizi privati, trasporti e comunicazioni, professioni libere.

Non si mancava infine di accennare anche alla eventuale durata dei lavori richiesti per i vari censimenti eseguiti, mentre, considerata l'attuale attrezzatura



zatura dell'Istituto Centrale di Statistica, si rilevava che i primi dati provvisori avrebbero potuto essere resi noti entro pochi mesi dall'inizio delle indagini ed i principali risultati definitivi non oltre un anno.

4. - Dalla breve cronaca delle riunioni di Ginevra si possono trarre alcune considerazioni sull'importante problema della collaborazione europea nel campo della statistica.

Anzitutto va notato, come del resto qualcuno ha già fatto osservare, che se, subito dopo la fine del conflitto, in ogni Paese si fosse puntato decisamente e con larga visione sulle cifre, cioè sulle indagini quantitative, per accertare quanto c'era da ricostruire e su quali mezzi si poteva contare, la ripresa dell'Europa sarebbe stata più sollecita, meno costosa, più ordinata ed in taluni casi meno illusoria.

Occorrevano però cifre obiettive che non falsassero nè per un verso nè per l'altro la realtà delle cose; cifre che fossero il risultato di osservazioni disinteressate e non infirmate da questa o quella direttiva politica. Bisognava insomma che ciò che era stato fatto per spontanea volontà dai capi degli Uffici statistici delle varie Nazioni nella primavera scorsa a Ginevra, fosse avvenuto quattro anni prima, superando tutti quei pregiudizi e tutti quegli ostacoli che si opponevano ad una sincera e fattiva intesa internazionale. Nei quattro anni, invece, la debole azione degli organi internazionali aveva affievolito lo spirito di collaborazione, così che quando venne presentata la proposta del Benelux il problema era aggirato, ed alla necessità di una collaborazione europea si contrapponeva quella dell'inserimento del problema stesso nel quadro più vasto della collaborazione mondiale; il che significava, in altri termini, dissolvere la portata dell'iniziativa del Benelux che mirava a separare le questioni del vecchio continente da quelle generali. Ora è bene chiarire che nè da parte nostra nè da parte degli altri capi degli Uffici ed istituti statistici europei vi è stata e vi è alcuna intenzione di diminuire l'importanza dell'opera dei vari enti statistici internazionali. Abbiamo già dato atto, nell'accennare ai risultati raggiunti nell'anteguerra, quale peso decisivo avesse avuto nei risultati stessi l'opera della Società delle Nazioni, i cui servizi tecnici sono ora passati all'O.N.U.

Nessuno più di noi è persuaso quindi della necessità di potenziare tali enti internazionali e di favorire il loro lavoro, presentemente accresciutosi a causa della situazione. Del resto, anche nelle deliberazioni prese a Ginevra tutti furono concordi nel riconoscere l'utilità di più strette relazioni con gli organi statistici internazionali, vecchi e nuovi. Aggiungiamo che da parte nostra siamo anzi del parere che sia indispensabile, qualora si addivenisse alla creazione di un organo statistico europeo, far sì che tali enti vi siano largamente rappresentati. Riteniamo tuttavia che l'importanza della loro azione non debba mettere in secondo piano il problema della collaborazione europea.

A noi non interessa di sapere quali motivi si celino dietro il rifiuto opposto a Ginevra. Diciamo soltanto che la proposta del Benelux merita di essere difesa anzitutto perchè costituisce un tentativo apprezzabile per risvegliare lo spirito di collaborazione intorpiditosi in questi ultimi anni, ed in secondo luogo perchè è soprattutto una proposta essenzialmente europea,



nel senso che tiene conto delle esigenze del nostro vecchio e tormentato continente. Con ciò non vogliamo si possa credere a simpatie per taluni continentalismi che sarebbero assurdi in un mondo divenuto così angusto come quello moderno. Noi pensiamo unicamente e sinceramente al fatto che oggi esistono problemi europei per i quali la consueta documentazione statistica, che anche presentemente si raccoglie e si pubblica da parte di vari enti internazionali, è inadeguata agli scopi cui viene destinata. A parte la necessità della quale già si è fatto cenno, di colmare cioè talune lacune esistenti nelle indagini e nella comparabilità dei dati dei diversi Paesi, s'impone oggi, quindi, più che mai l'esigenza di poter disporre per l'Europa di una documentazione qualitativa specifica molto più varia e più dettagliata di quella normalmente resa nota. Del resto lo stesso Segretariato della Commissione Economica Europea ha rilevato quanto difficile sia raccogliere notizie in taluni particolari settori nei quali necessariamente occorre spingere le osservazioni.

La creazione di un organismo a cui fosse affidato il compito di curare le statistiche europee non contrasterebbe, del resto, anzi agevolerebbe il lavoro degli enti internazionali summenzionati.

Non esiste forse qualcosa di analogo in America dove per lo studio dei problemi americani vi è l'Inter American Statistical Institute? E l'O.N.U. per le questioni agricole ed alimentari del nostro continente non ha forse istituito in Roma un apposito centro di studi?

Perchè dunque almeno in questa fase di ricostruzione non si dà vita ad un organo statistico europeo? I capi degli Uffici statistici nazionali quando vennero interpellati in proposito mostrarono di essere ben lieti e pronti ad ogni fattiva collaborazione. Ne è prova evidente la circostanza che al rifiuto opposto alla proposta del Benelux, essi risposero tempestivamente, stringendo un accordo che darà senza dubbio benefici frutti. Del resto in materia di collaborazione nel campo statistico vi è già qualche esempio anche in Europa quale l'Intesa Scandinava e lo stesso Benelux. Non è quindi improbabile che in un tempo assai breve si possa giungere alla costituzione di una vera e propria Unione Statistica Europea.

Comunque la presa di posizione dei capi degli Uffici statistici nazionali costituisce un fatto estremamente importante, che ci sembra di buon auspicio per gli sviluppi futuri di quella sollecita e totale ripresa internazionale da tutti desiderata e nella quale un ruolo di primo ordine è riservato alla statistica, da cui tanto contributo è venuto in altri tempi e continuerà a derivarne in avvenire per il progresso della conoscenza e della comprensione reciproca fra le Nazioni del mondo.

ALBERTO CANALETTI GAUDENTI

## *La VI Conferenza internazionale per la revisione decennale delle nomenclature internazionali delle malattie e cause di morte*

*Premessa e notizie storiche.* - E' indispensabile, affinchè una indagine statistica compiuta in territori diversi e da organi rilevatori diversi dia risultati comparabili, che essa sia condotta con metodi di raccolta e di rilevazione identici. A questo scopo la rilevazione dei decessi, fatta a mezzo di schede individuali, secondo le cause di morte, deve essere compiuta classificando i morti secondo una nomenclatura uniforme, se si vogliono rendere queste statistiche dei vari Stati, quanto più è possibile comparabili fra di loro. La questione, perciò, di adottare una nomenclatura nosologica uniforme per le statistiche delle cause di morte, fu studiata per la prima volta al primo congresso internazionale di statistica, tenutosi a Bruxelles nel 1853. Ma solo nel 1893, per merito del Dott. JACQUES BERTILLON, in seguito all'incarico affidato dall'Istituto Internazionale di Statistica ad una apposita Commissione, furono presentati i progetti di una nomenclatura nosologica per le statistiche delle cause di morte. Questi progetti, accettati dall'Istituto Internazionale di Statistica, costituirono la nomenclatura internazionale delle cause di morte, che successivamente fu riveduta nel 1900, 1909, 1920, 1929 e 1938 da apposita Commissione internazionale a cui l'Italia non mancò di inviare i suoi delegati fin dalla 3ª revisione fatta nel 1920. L'Istituto Centrale di Statistica adottò, nelle statistiche delle cause di morte riguardanti l'anno 1924, l'elenco nosologico approvato nella 3ª revisione fatta nel 1920 dalla apposita Commissione internazionale, apportandovi alcune lievi varianti, fatte allo scopo di rendere comparabili le nostre statistiche con quelle degli anni precedenti e con quelle degli altri Paesi.

Nelle statistiche delle cause di morte riguardanti l'anno 1931, infine, l'Istituto adottò integralmente le nomenclature nosologiche, stabilite nella IV Conferenza internazionale, riunitasi a Parigi nell'ottobre 1929, e nelle statistiche delle cause di morte, riguardanti l'anno 1942, furono adottate le nomenclature nosologiche, deliberate a Parigi nella V Conferenza internazionale, tenutasi nell'ottobre 1938. Nell'ottobre 1938 fu di già stabilito che la VI revisione delle nomenclature nosologiche sarebbe stata indetta nell'anno 1948 ed infatti dal 26 al 30 aprile u. s. si è svolta tale sessione alla quale l'Italia è stata ufficialmente invitata ad intervenire dall'Organizzazione delle Nazioni Unite.

*Lavori preparatori alla VI Revisione delle nomenclature nosologiche.* - Per la VI revisione delle nomenclature nosologiche particolarmente complesso ed intenso è stato il lavoro preparatorio. Infatti la precedente V conferenza, dopo aver ratificato le nomenclature nosologiche, tutt'ora in uso (costituite da una nomenclatura dettagliata di 200 voci, da una intermedia di 87 voci e da una abbreviata di 44 voci), pregò il Governo degli Stati Uniti di continuare a studiare ancora per altri 10 anni, in collaborazione con altri paesi ed organizzazioni, i mezzi per ottenere l'unificazione dei metodi di selezione fra le cause multiple di un decesso, per giudicare quale di esse debba essere considerata la principale e come tale usata per la classificazione statistica. Dato, poi, che per ottenere la comparabilità tra

i quozienti di mortalità per le varie malattie registrati nei diversi Paesi è necessaria non solamente la soluzione del problema riguardante le selezioni della principale causa di morte, in caso di cause multiple, ma anche quelle di molteplici altre questioni, la V Conferenza suggerì agli Stati Uniti di formare una Sottocommissione di studio, composta da rappresentanti di paesi e di organizzazioni che avevano di già affrontato queste questioni, al fine di poterle eventualmente risolvere.

Intanto nell'infausto anno 1939 scoppiava il secondo conflitto mondiale, che portava, ulteriormente, allo scioglimento della Società delle Nazioni, e che terminava nell'aprile del 1945 con la vittoria delle Nazioni Unite. Alla Società delle Nazioni succedeva quindi un'altra grande organizzazione l'O.N.U. (Organizzazione Nazioni Unite) che, nell'articolo 57 della Carta delle Nazioni Unite, prevedeva la costituzione di un grande organismo mondiale preposto alla Sanità ed all'Igiene pubblica. Questo grande organismo veniva infatti costituito, in occasione della Conferenza internazionale della Sanità, a New York il 22 luglio 1946 e prendeva il nome di Organizzazione Mondiale della Sanità. Fra le numerose funzioni attribuite all'Organizzazione Mondiale della Sanità vi è anche quella di stabilire e rivedere, secondo i bisogni, la nomenclatura internazionale delle malattie, delle cause di morte e dei metodi di igiene pubblica.

Intanto, conformemente alle raccomandazioni formulate alla V Conferenza internazionale per la revisione delle nomenclature nosologiche, fin dal 1945 il Segretario di Stato degli Stati Uniti nominava il Comitato degli Stati Uniti incaricato dello studio delle cause multiple di morte. Questo Comitato era presieduto dal Dr. Lowell J. Reed, vice presidente e professore di Biostatistica dell'Università Johns Hopkins, e composto da vari membri e consulenti, rappresentati da delegati dei governi canadese e britannico e da delegati dell'Organizzazione d'Igiene della Società delle Nazioni. Il suddetto Comitato, considerando che il problema delle cause multiple interessa sia le statistiche della morbosità che quelle della mortalità, credette conveniente, prima di affrontare il problema delle cause multiple, di studiare la classificazione nosologica sia dal punto di vista della morbosità che della mortalità. Il Comitato allora, riferendosi alla raccomandazione fatta alla V Conferenza internazionale, che le diverse nomenclature usate dalle nazioni siano riportate, nella misura del possibile, alla Nomenclatura internazionale dettagliata delle cause di morte, e, considerando che un sempre maggior numero d'organizzazioni statistiche utilizza dei documenti medici concernenti contemporaneamente le malattie ed il decesso, venne nella determinazione di affrontare lo studio di un progetto di nomenclature nosologiche, che possa essere contemporaneamente usato sia per le statistiche della morbosità che per quelle della mortalità e che fornisca, nello stesso tempo, una base comune, che finora non è esistita, per la comparabilità fra le statistiche della morbosità e quelle della mortalità. A tal uopo fu costituito un Sottocomitato che preparò, tra il 10 dicembre 1945 e l'11 febbraio 1946, un « Progetto di classificazione statistica delle malattie, traumatismi e cause di morte » che fu approvato dal Comitato, riunitosi in seduta plenaria l'11 febbraio 1946. Questa classificazione fu poi sottoposta alla critica ed all'esame di diverse organizzazioni ed in particolar modo del Canada, Inghilterra e Stati Uniti. Il Comitato degli Stati Uniti, dopo aver preso in considerazione gli emendamenti e le modificazioni proposte dai suddetti Stati ed aver apportato molteplici modificazioni al primitivo progetto presentato, approvò il progetto definitivo della classificazione, proposto nella seduta tenutasi ad Ottawa il 10 marzo 1947.

Intanto, come si è detto sopra, in occasione della Conferenza internazionale della Sanità, veniva costituita a New York, il 22 luglio 1946, l'Organizzazione Mondiale della Sanità che costituiva, in seno all'O.N.U., l'organismo analogo alla Organizzazione di Igiene in seno alla soppressa Società delle Nazioni. Il Presidente ed il Segretario esecutivo della Commissione interinale dell'Organizzazione Mondiale della Sanità nominava, quindi,



il Comitato di esperti per la preparazione della VI revisione decennale delle nomenclature internazionali delle malattie e cause di morte. Il suddetto Comitato si riuniva per la prima volta ad Ottawa nel marzo 1947 e prendeva in esame il progetto definitivo di classificazione statistica delle malattie, traumatismi e cause di morte, approvato dal Comitato degli Stati Uniti per lo studio delle cause multiple di morte il 10 marzo 1947. Alla chiusura di questa prima sessione del Comitato di esperti per la preparazione della VI revisione decennale delle nomenclature internazionali delle malattie e cause di morte, la Commissione interinale dell'Organizzazione Mondiale della Sanità pubblicò due documenti: 1) Classificazione statistica internazionale delle malattie, traumatismi e cause di morte: introduzione e lista di categorie; 2) Classificazione statistica internazionale delle malattie, traumatismi e cause di morte: lista sinottica dei termini da includere in ciascuna categoria.

Mentre il 2° documento, che consiste in una lista sinottica di termini da includere in ciascuna categoria di malattie, fu comunicato esclusivamente ai membri del Comitato di Esperti ed ai Governi che avevano partecipato ai lavori del Comitato degli Stati Uniti per le cause multiple di decesso, il 1° documento fu inviato in esame, congiuntamente, all'Istituto Centrale di Statistica ed all'Alto Commissariato per l'Igiene e Sanità Pubblica. Il suddetto Alto Commissariato, su mandato avuto, tramite il Ministero degli Affari Esteri, incaricò il proprio funzionario addetto all'Ufficio Studi, prof. Antonio Tizzano, di prendere contatti con il Dott. Giuseppe Giannelli, capo della Sezione statistiche sanitarie presso l'Istituto Centrale di Statistica, onde studiare le classificazioni nosologiche proposte e formulare eventuali modifiche ed emendamenti. I suddetti funzionari si riunirono presso l'Istituto Centrale di Statistica nei giorni 6, 8, 9 ed 11 agosto 1947, e, dopo attento e particolareggiato esame delle nomenclature proposte, formularono, in una particolareggiata relazione all'Alto Commissario per l'Igiene e la Sanità Pubblica e al Direttore Generale dell'Istituto Centrale di Statistica, molteplici emendamenti concernenti, in special modo, la nomenclatura delle classi riguardanti le malattie infettive e parassitarie, i tumori, le malattie allergiche, delle ghiandole endocrine, del metabolismo, della nutrizione, le malattie del sangue e degli organi ematopoietici, le malattie del sistema nervoso e degli organi dei sensi, le malattie dell'apparato circolatorio, dell'apparato respiratorio, dell'apparato digerente, le malattie della pelle e del tessuto cellulare sottocutaneo, delle ossa e degli organi della locomozione, le malattie della prima infanzia, la senilità, le morti violente ed accidentali. I suddetti funzionari, a conclusione della loro relazione, proponevano che l'Alto Commissariato per l'Igiene e Sanità Pubblica e l'Istituto Centrale di Statistica promuovessero la formazione di una Commissione di studio (composta da rappresentanti dell'Istituto di Igiene dell'Università di Roma, dell'Ufficio d'Igiene e Sanità del Comune di Roma, delle cliniche universitarie, medica, chirurgica, pediatrica, ostetrica-ginecologica, dell'Istituto di patologia generale, degli Ospedali Riuniti di Roma, dell'Istituto Nazionale delle Assicurazioni e di altri enti di previdenza e di Casse mutue di malattia), che esaminasse sia le nomenclature nosologiche, inviate in esame dalla Commissione interinale dell'Organizzazione mondiale della Sanità, sia le proposte di modifiche ed emendamenti formulate nella loro relazione, e consigliasse altri eventuali cambiamenti nella struttura e nella composizione delle grandi classi di malattie, esposte nelle nomenclature della Commissione interinale.

I due Enti aderirono alle richieste dei loro rispettivi funzionari e così una Commissione di studio, formata, secondo le proposte dei due relatori, a cura dell'Alto Commissariato per l'Igiene e Sanità Pubblica, si riunì presso l'Alto Commissariato nei giorni dal 5 al 14 settembre 1947.

La Commissione esaminò dettagliatamente sia la classificazione statistica internazionale delle malattie, traumatismi e cause di decesso, proposta dal Comitato internazionale per la preparazione della VI revisione



decennale delle nomenclature internazionali delle malattie e cause di decesso, sia gli emendamenti e le modifiche proposte dai due relatori.

La classificazione statistica internazionale proposta dal Comitato Internazionale non era composta, come quella tuttora in uso, da 3 distinte nomenclature, come più sopra è esposto, ma da 6 liste e precisamente: 1) una lista di 100 sottoclassi facenti parte di 17 grandi classi di malattie o sintomi o cause violente e accidentali; 2) una lista di 615 voci (alcune delle quali distinte in sottovoci, contrassegnate da numeri a 4 cifre, da usare facoltativamente), facenti parte delle prime 80 sottoclassi della prima lista, riguardanti malattie o sintomi; 3) una lista di 187 voci, facenti parte delle ultime 20 sottoclassi della prima lista, riguardanti gli accidenti, gli avvelenamenti e le cause violente secondo la natura del traumatismo; 4) una lista di 151 voci, costituenti una classificazione supplementare degli accidenti, avvelenamenti e cause violente secondo la causa esogena che l'ha provocati, facenti sempre parte delle ultime 20 sottoclassi della prima lista; 5) una lista di 38 voci, costituenti una classificazione supplementare di alcune prestazioni medico-chirurgiche, dei bambini nati vivi e dei bambini nati morti; 6) una lista di 49 voci, costituenti una classificazione supplementare delle inoculazioni profilattiche, delle alterazioni ortopediche, della cecità e della sordità.

La Commissione italiana fece particolarmente oggetto del suo esame le prime 4 liste proposte dal Comitato internazionale, soffermandosi particolarmente sulla classe delle malattie infettive e parassitarie, in cui propose sostanziali rimaneggiamenti, e su altre 14 classi di malattie o cause di morte; non propose alcun emendamento per la classe V, riguardante le turbe mentali, psiconevrosi e turbe della personalità, e per la classe VI, riguardante le malattie del sistema nervoso e degli organi dei sensi.

Le conclusioni della Commissione Italiana, con le relative proposte di modifiche ed emendamenti alle nomenclature elaborate dal Comitato internazionale, furono inviate, tramite il nostro Ministero degli Affari Esteri, al Segretario esecutivo della Commissione internazionale dell'Organizzazione Mondiale della Sanità, che, sempre tramite il nostro Ministero degli Affari Esteri, ne accusò ricevuta, assicurando d'aver trasmesso le osservazioni stesse al Comitato di esperti, riunitosi a Ginevra dal 21 al 29 ottobre 1947, e facendo riserva di portare a conoscenza del Governo e delle competenti autorità italiane i risultati scaturiti dalle discussioni sulle diverse osservazioni presentate.

Infatti, con lettera circolare in data 28 febbraio 1948, era comunicato dalla Commissione interinale dell'Organizzazione Mondiale della Sanità, che il Comitato degli Esperti aveva esaminato le proposte di più di 40 Governi, che avevano inviati i loro suggerimenti ed osservazioni sulla classificazione statistica internazionale delle malattie, traumatismi e cause di morte elaborata dallo stesso Comitato di esperti per la preparazione della VI revisione decennale, ed in conseguenza aveva redatto una edizione modificata della prima classificazione statistica internazionale delle malattie, traumatismi e cause di decesso, che costituiva le proposte definitive del Comitato degli Esperti. Inoltre il Comitato degli Esperti aveva esaminato nel corso della stessa seconda sessione (21-29 ottobre 1947) anche i problemi strettamente legati all'applicazione pratica delle nomenclature. Nella stessa suddetta circolare era comunicato che il Governo francese, secondo i termini dell'Accordo del 7 ottobre 1938, firmato alla fine della Conferenza della V revisione decennale aveva preso le misure necessarie in ciò che concerne le disposizioni complementari da prendere per l'adozione internazionale della Classificazione proposta, in vista della Conferenza internazionale per la VI revisione decennale delle Nomenclature internazionali delle malattie e cause di morte, che avrebbe avuto luogo a Parigi dal 26 al 30 aprile 1948.

Gli argomenti messi all'ordine del giorno, per la prossima VI Conferenza internazionale erano i seguenti:

- a) Esame e adozione delle proposte sottoposte alla VI revisione;
- b) Certificato medico della causa di morte;
- c) Intavolazione dei decessi per cause multiple di morte;
- d) Struttura ed utilizzazione delle nomenclature intermedia ed abbreviata;
- e) Definizione uniforme dei nati morti e dei nati prematuri;
- f) Gruppi di età da considerare nella presentazione tabellare dei dati demografici;
- g) Metodo di standardizzazione dei quozienti;
- h) Classificazione dei dati demografici secondo la residenza;
- i) Meccanismo tecnico per la revisione futura della Classificazione internazionale delle malattie, traumatismi e cause di morte.

Nella stessa circolare era anche assicurato che copia dei suddetti documenti era stata inviata al nostro Ministero degli Affari Esteri, affinché essi potessero essere studiati dai delegati italiani designati alla Conferenza per la VI Revisione.

La classificazione statistica internazionale delle malattie, traumatismi e cause di decesso, proposta dal Comitato degli Esperti, e modificata dopo aver esaminato le risposte di più di 40 Governi, che avevano inviato studi ed osservazioni critiche, era costituita da: 1) una lista di 611 voci, riguardanti malattie o sintomi; 2) una lista di 153 voci, costituenti una classificazione supplementare degli accidenti, avvelenamenti e cause violente secondo la causa esogena che li ha provocati; 3) una lista di 189 voci, costituenti una classificazione degli accidenti, avvelenamenti e cause violente secondo la natura del traumatismo; 4) una lista di 39 voci, costituenti una classificazione supplementare di alcune prestazioni medico-chirurgiche, dei bambini nati vivi e dei bambini nati morti; 5) una lista di 49 voci, costituenti una classificazione supplementare delle inoculazioni profilattiche, delle alterazioni ortopediche, della cecità e della sordità.

Le principali differenze fra la prima nomenclatura, elaborata dal Comitato degli Esperti, e la seconda, modificata dopo il referendum indetto tra 40 Nazioni, sono le seguenti: 1) la soppressione nella seconda nomenclatura, della lista di 100 sottoclassi facenti parte di 17 grandi classi di malattie o sintomi o cause violente e accidentali, contrassegnati nella prima nomenclatura da numeri a 2 cifre; 2) nella seconda nomenclatura non vi sono riportate sottovoci, da usare facoltativamente, contrassegnate da numeri a quattro cifre. Queste sottovoci sono riportate invece in apposito volume riguardante la lista sinottica dei termini da includere in ciascuna voce; 3) la lista riguardante le malattie o sintomi è costituita nella seconda nomenclatura da 611 voci. Sono di nuova istituzione le seguenti voci: a) nella classe delle Malattie infettive e parassitarie, *i postumi tardivi della tubercolosi delle ossa e delle articolazioni, le altre infezioni da Salmonella, l'encefalite infettiva acuta, le altre infezioni da trematodi*; b) nella classe dei Tumori, *i tumori maligni del pavimento boccale, i tumori maligni dell'intestino tenue compreso il duodeno, i tumori maligni dell'intestino crasso eccettuato il retto, il melanoma maligno della pelle, i tumori maligni dell'occhio*; c) nella classe delle Turbe mentali, *psiconevrosi e disturbi della personalità, la personalità patologica, la personalità immatura, le turbe primitive del comportamento nell'età infantile*; d) nella classe delle Malattie dell'apparato respiratorio, *le altre pneumoconiosi specificate e fibrosi polmonare di natura professionale, le bronchiectasie*; e) nella classe delle Malattie dell'apparato digerente, *l'epatite suppurata e ascesso del fegato*; f) nella classe delle Malattie degli organi genito-urinari *la sterilità dell'uomo*; g) nella classe delle Malformazioni congenite, *l'idrocefalia congenita*; h) nella classe dei Sintomi, *senilità e cause mal definite, l'uremia non qualificata*; 4°) la lista riguardante gli accidenti, avvelenamenti e cause violente, secondo le cause esogene che li hanno provocati, è costituita nella seconda nomenclatura, da 153 voci. In questa lista sono state soppresse le distinzioni delle cause accidentali e degli avvelenamenti avvenuti in occa-

sione di lavoro o di natura professionale; 5°) la lista riguardante gli accidenti, gli avvelenamenti e le cause violente secondo la natura del traumatismo è costituita, nella seconda nomenclatura, da 189 voci, in luogo di 187 della prima nomenclatura; 6°) la lista contenente una classificazione supplementare di alcune prestazioni medico-chirurgiche, dei bambini nati vivi e dei bambini nati morti è costituita, nella seconda nomenclatura da 39 voci, in luogo di 38 della prima nomenclatura, in quanto vi è contenuta una voce nuova: *Revisione di controllo dopo un'operazione, un traumatismo od una malattia non riguardante la tubercolosi*; 7°) la lista contenente una classificazione supplementare delle inoculazioni profilattiche, delle alterazioni ortopediche, della cecità e sordità è costituita, nella seconda nomenclatura, come nella prima da 49 voci, però, nella seconda nomenclatura, le voci: *alterazioni ortopediche dovute a degli accidenti sul lavoro*; *alterazioni ortopediche dovute ad accidenti verificatisi in casa*; *perdita (di uno o più arti) dovuta ad accidenti sul lavoro*; *perdita (di uno o più arti) dovuta ad accidenti verificatisi in casa*; sono sostituite rispettivamente dalle voci: *alterazioni dovute ad una caduta accidentale*; *alterazioni dovute ad un accidente provocato da macchine*; *perdita (di uno o più arti) dovuta ad un accidente provocato da macchine*; *perdita (di uno o più arti) dovuta ad un accidente provocato da uno strumento da punta e taglio*. Inoltre, nella seconda nomenclatura, in questa lista è soppressa, in tutte le voci, la specificazione «ortopedica»; 8°) nella seconda nomenclatura non compaiono le voci: *Tubercolosi della colonna vertebrale* (contenuta nella Classe I Malattie infettive e parassitarie); *Collasso polmonare* (contenuta nella Classe VIII Malattie dell'apparato respiratorio); *Altre malattie del retto e dell'ano* (contenuta nella Classe IX Malattie dell'apparato digerente); *Altre malattie della tunica vaginale e del cordone spermatico* (contenuta nella Classe X Malattie degli organi genito-urinari); *Dermatite non qualificata* (contenuta nella Classe XII Malattie della pelle e del tessuto cellulare); *Anomalie pigmentarie* (contenute nella Classe XII Malattie della pelle e del tessuto cellulare); *Turbe primitive del comportamento durante l'infanzia* (contenute nella Classe XVI sintomi, senilità e stati morbosi mal definiti).

Oltre alle suddette nomenclature erano anche sottoposte all'approvazione della VI Conferenza internazionale: una nomenclatura intermedia di 150 voci; una nomenclatura abbreviata di 50 voci; una nomenclatura da utilizzare, per le statistiche della morbosità, dalle istituzioni di assicurazione sociale; un modello di certificato medico di decesso; un modello per la intavolazione delle cause multiple.

*La VI Conferenza internazionale per la revisione decennale delle Nomenclature Nosologiche.* - In data 3 marzo 1948 il Ministero degli Affari Esteri comunicava all'Alto Commissariato per l'Igiene e Sanità Pubblica ed all'Istituto Centrale di Statistica, che l'Ambasciata di Francia a Roma, a nome del suo Governo, invitava ufficialmente il Governo italiano a partecipare alla Conferenza per la VI Revisione delle nomenclature nosologiche internazionali. Lo stesso Ministero degli Affari Esteri invitava a comunicare i nomi dei rappresentanti governativi, delegati a rappresentare l'Italia alla detta Conferenza. Venivano designati, in conseguenza, il Dott. GIUSEPPE GIANNELLI, quale rappresentante dell'Istituto Centrale di Statistica, il Prof. ANTONIO TIZZANO, quale rappresentante dell'Alto Commissariato dell'Igiene e Sanità Pubblica, il Prof. PIETRO DI DONNA, quale rappresentante del Ministero del Lavoro e della Previdenza Sociale.

La conferenza, come è detto sopra, ebbe inizio il giorno 26 aprile 1948 alle ore 9,30 e fu onorata, nella sua prima seduta, da S. E. M. GEORGES BRIDAULT, ministro degli Affari Esteri della Repubblica francese, il quale aprì ufficialmente i lavori della conferenza.

La conferenza risultò composta dai rappresentanti dei seguenti paesi: Belgio, Bulgaria, Canada, Cecoslovacchia, Chili, Cuba, Danimarca, Equatore, Etiopia, Francia, Grecia, Guatemala, India, Irlanda, Islanda, Italia, Lus-



semburgo, Messico, Norvegia, Paesi Bassi, Polonia, Portogallo, Regno Unito (Inghilterra), Siam, Stati Uniti di America, Svezia, Svizzera, Ungheria, Venezuela.

Nella seduta antimeridiana si procedette alla elezione del Presidente, all'adozione dell'ordine del giorno, allo studio delle proposte per l'organizzazione dei lavori. Presidente della Conferenza fu nominato il Prof. A. M. Baudouin, professore alla Facoltà di Medicina di Parigi e Segretario Generale dell'Accademia di Medicina. L'Ufficio della Presidenza fu composto da un Comitato di 6 Vice Presidenti, da un Segretario Generale, da due Segretari Generali Aggiunti, da 6 Segretari, da un Comitato di redazione.

Il Dott. Biraud, segretario generale, parlò sui lavori preparatori della VI Conferenza internazionale e sulla responsabilità che compete all'Organizzazione Mondiale della Sanità in ciò che riguarda le Nomenclature nosologiche.

Seguì quindi l'esame delle Nomenclature Nosologiche, elaborate dal Comitato degli esperti. Dopo una presentazione della Classificazione, fatta dal Presidente del Comitato degli Esperti per la preparazione della VI Revisione ed una breve esposizione di essa, fatta dal Relatore del Comitato degli Esperti, ebbe inizio la discussione sulle classificazioni presentate, che si protrasse fino alla fine della seduta pomeridiana.

Il giorno 27 aprile ebbe seguito e fine la discussione sulle classificazioni presentate ed in tale occasione la Delegazione italiana, pur approvando la classificazione statistica internazionale delle malattie, traumatismi e cause di decesso elaborata dal Comitato degli Esperti, volle sottoporre all'attenzione ed allo studio del Comitato degli Esperti la questione delle malattie professionali, affinché l'origine professionale delle lesioni e delle manifestazioni morbose, in vista della grande importanza che ha lo studio di simile circostanza, fosse messa in evidenza ogni qualvolta ciò fosse possibile. La Commissione italiana faceva notare che, se ciò non fosse stato possibile, era desiderabile, almeno, riunire in un gruppo speciale le malattie professionali, gruppo che avrebbe dovuto comprendere quelle malattie che sono state oggetto della 42<sup>a</sup> Convenzione internazionale, concernente la ripartizione delle malattie professionali, riveduta nel 1934. La Delegazione italiana esprimeva l'opinione che il raggruppamento delle malattie professionali in una classe speciale riveste una grande importanza, non solamente dal punto di vista statistico, ma anche dal punto di vista del miglioramento e sviluppo della legislazione sull'assicurazione sociale e della prevenzione dei rischi inerenti al lavoro. Nella stessa seduta la Delegazione italiana proponeva che la febbre tifoide e le febbri paratifoide, le altre infezioni da salmonella, il colera, la brucellosi fossero trasferite dalla classe « Malattie infettive aventi origine ordinariamente nel tratto intestinale » alla classe delle « Altre malattie batteriche », data la netta fisionomia settica del loro decorso.

Dopo aver esaurito questo primo argomento la Conferenza passò all'esame di una delle più importanti questioni, se non la più importante, relativa ai decessi a cause multiple. Sui documenti medici, infatti, che riguardano i decessi spesse volte sono indicati due o più stati morbosi che hanno contribuito a provocare il decesso, mentre si usa nella esposizione tabellare dei morti distinti per cause, classificarli secondo una sola causa. Questa causa, scelta per la presentazione in tabelle statistiche, è designata, secondo i diversi paesi, con espressioni diverse come « causa del decesso », « causa primaria del decesso », « causa principale del decesso », « causa fondamentale del decesso », ecc.. La Conferenza venne nella determinazione di designare come *causa iniziale del decesso*, quella malattia o causa di morte che deve essere considerata nella esposizione tabellare dei dati, in quanto tale indicazione è ovviamente la più utile dal punto di vista della prevenzione dei decessi. A tale scopo la Conferenza internazionale convenne che è necessario usare un modello unico di certificato di decesso, analogo a quello indicato dal Comitato degli Esperti.

Connesso strettamente a tale questione è il criterio da seguire per la scelta della causa iniziale del decesso, e, nella discussione di questo argo-



mento, la Delegazione italiana rese noti i criteri seguiti dall'Istituto Centrale di Statistica della Repubblica Italiana nella scelta delle cause di morte da classificare quando sulle schede di decesso sono indicate due o più cause. Questi criteri risultarono pressochè simili a quelli adottati dalla Conferenza.

L'ultimo argomento che trattò la Conferenza nella seduta antimeridiana fu quello dell'intavolazione dei decessi avvenuti per due o più cause. Fu a tal uopo presentato un modello di rilevazione.

Nella seduta pomeridiana fu discussa la struttura e l'utilizzazione delle Nomenclature ridotte. Il Comitato degli Esperti presentò:

a) una nomenclatura intermedia, composta di 150 voci, per la statistica delle cause di morte;

b) una nomenclatura abbreviata di 50 voci per la statistica delle cause di morte;

c) una nomenclatura abbreviata di 50 voci, atta alla classificazione dei dati sulla morbosità rilevati dalle istituzioni di assicurazione sociale.

Il Comitato degli Esperti raccomandava per la statistica della mortalità l'uso: 1°) della nomenclatura dettagliata, costituita da voci distinte con numeri a 3 cifre, (di cui si è ampiamente parlato nel paragrafo riguardante i lavori preparatori della Conferenza), a partire dall'anno 1950, per l'intero territorio e con distinzione del sesso; 2°) della nomenclatura di cui alla lettera a), con distinzione del sesso ed età, per l'intero paese, per ogni città o centro urbano avente almeno 1.000.000 di abitanti od, in tutti i modi, per le principali città di almeno 100.000 abitanti, per l'insieme delle zone urbane aventi la popolazione di almeno 100.000 abitanti, per l'insieme delle zone urbane con popolazione inferiore ai 100.000 abitanti (con l'indicazione della definizione ufficiale della zona urbana), per l'insieme delle zone rurali (con l'indicazione ufficiale della zona rurale).

I gruppi di età da prendere in considerazione, nella intavolazione dei dati, secondo il Comitato degli Esperti, erano i seguenti: 1°) meno di 4 settimane, da 4 settimane a meno di 1 anno, 1-4 anni, da 5 a 84 anni in gruppi di età comprendenti 5 anni ognuno, 85 e oltre, da adottare nelle statistiche per l'intero paese; 2°) meno di 4 settimane, da 4 settimane a meno di 1 anno, 1-4, 5-14, 15-24, 25-44, 45-64, 65-74, 75 anni e oltre, da adottare nelle statistiche per le città o agglomeramenti urbani di almeno 1.000.000 o 100.000 abitanti; 3°) per l'insieme delle zone urbane e per l'insieme delle zone rurali erano da adottare i gruppi di età considerati nel punto 2°).

Per le statistiche della morbosità il Comitato degli Esperti raccomandava l'uso della lista dettagliata di 611 voci e di tutte quelle altre liste ridotte che siano utilizzabili per le statistiche della morbosità, comprese quelle liste speciali scelte per lo studio della morbosità e mortalità in alcune età della vita, come quelle, per esempio, riguardanti la morbosità e mortalità infantile. Inoltre il Comitato degli Esperti raccomandava che, analogamente a quanto era stato fatto in occasione dell'adozione delle nomenclature stabilite dalla V Conferenza nel 1938, i dati sui decessi per l'intero paese fossero classificati, per gli anni 1949 o 1950, secondo la nomenclatura dettagliata del 1938 e secondo la nomenclatura dettagliata approvata dalla attuale Conferenza. Ciò allo scopo di rendere possibili le rettifiche necessarie per rendere comparabili i dati dei periodi decennali successivi.

La seduta del 28 aprile fu dedicata alle proposte concernenti i metodi da seguire per la cooperazione internazionale nel dominio delle statistiche sanitarie e demografiche. Riguardo a tale argomento la Delegazione degli Stati Uniti d'America propose, in virtù dei compiti affidati all'Organizzazione Mondiale della Sanità, di creare in seno ad essa un Comitato di Esperti di Statistica sanitaria e demografica (i cui membri periodicamente si avvicerebbero), che avrebbe l'incarico di esaminare periodicamente le proposte e gli studi fatti dagli Uffici statistici dei vari paesi, di raccogliere le opinioni concernenti questi studi e di sottoporle quindi al giudizio dei governi interessati. L'Organizzazione Mondiale della Sanità, creando nel suo seno una sezione di statistica, avrebbe la competenza tecnica necessaria per com-

pletare l'azione del Comitato degli Esperti e servire come organo consultivo agli uffici nazionali di statistica.

Si venne quindi alla discussione sui gruppi di età da adottare nelle statistiche della mortalità. Si sono più sopra esposte le proposte fatte in merito dal Comitato degli Esperti. Queste proposte, distinte secondo alcuni criteri di estensione territoriale (intero paese, città o agglomeramenti urbani, insieme delle zone urbane, insieme delle zone rurali), non tenevano alcun conto particolare della mortalità nei primi giorni e nelle prime settimane di vita, il cui andamento, invece, è strettamente subordinato alle condizioni sociali delle gestanti e delle puerpere (alimentazione, tenore di vita, condizioni di lavoro, assistenza durante la gestazione, il parto ed il puerperio) ed alle condizioni di ambiente e di specifica alimentazione in cui viene a trovarsi il neonato. La Delegazione Italiana, preoccupandosi dello studio di questi dati di statistica sanitaria, che nella nostra Nazione acquistano una speciale importanza, per particolari condizioni intrinseche ed estrinseche delle nostre popolazioni (coscienza igienico-sanitaria più o meno evoluta, sviluppo maggiore o minore della assistenza ostetrica e pediatrica, speciali condizioni od usi locali di alimentazione, diversità di clima, ecc.), propose un più dettagliato esame della mortalità infantile, prospettando l'adozione dei seguenti gruppi di età: per giorni nella prima settimana di vita, per settimane da una settimana compiuta fino ad un mese, per mesi da 1 mese compiuto fino a 1 anno, per anni da un anno compiuto fino a 4 anni, da 5 anni fino a 75 anni in gruppi quinquennali, ed infine 75 anni ed oltre.

La proposta italiana, fondata specialmente sul fatto che solamente i suesposti gruppi di età permettono il calcolo dei quozienti di mortalità antenatale, accese in seno alla Conferenza una vivace discussione per cui si venne alla determinazione di incaricare una apposita Sottocommissione dello studio di questo particolare problema. La Sottocommissione, a cui naturalmente prese parte la Delegazione Italiana, si riunì nel pomeriggio dello stesso giorno 28 e venne alle seguenti determinazioni:

1°) nelle statistiche della mortalità, riguardanti l'intero paese o le città di almeno 1.000.000 o 100.000 abitanti, frazionare il gruppo di età 1-4 anni nei seguenti quattro gruppi: 1 anno, 2 anni, 3 anni, 4 anni. Inoltre, se in alcuni paesi le statistiche riguardanti le città di almeno 1.000.000 o 100.000 abitanti sono classificati in gruppi di età più dettagliati, questi dati devono poter essere riportabili ai gruppi di età più sopra proposti.

2°) le tavole statistiche aventi connessione con la mortalità feto-infantile devono essere costruite con i seguenti gruppi di età:

meno di 1 giorno, 1 giorno, 2 giorni, 3 giorni, 4 giorni, 5 giorni, 6 giorni;

da 7 a 13 giorni;

da 14 a 20 giorni;

da 21 a 27 giorni;

28 giorni a meno di 2 mesi;

2 mesi a meno di 3;

3 mesi a meno di 4

e così via di seguito, mese per mese, fino a meno di 1 anno di età.

Si venne quindi alla discussione sui metodi di standardizzazione dei quozienti di mortalità e sulla classificazione dei dati demografici secondo la residenza. In rapporto a quest'ultimo argomento la Conferenza stabilì che sarebbe conveniente che i dati sulla mortalità vengano classificati secondo la residenza abituale dei deceduti.

Ciò specialmente in rapporto alla mortalità per alcune cause, strettamente legate alle condizioni ambientali (tubercolosi, malaria, tumori maligni, malattie dell'apparato circolatorio, ecc.), che, nello stesso tempo, provocano il concentramento degli ammalati in luoghi di cura specializzati. In questo ultimo caso l'andamento della mortalità, nello spazio, potrebbe essere falsato

dal suddetto concentramento degli animalati, se i casi di decesso venissero distinti esclusivamente secondo il luogo ove avvenne la morte.

La Delegazione svizzera, a questo proposito, fece notare che nel loro paese i decessi vengono classificati secondo il luogo di dimora abituale e non secondo il luogo dove avvenne la morte, allo scopo appunto di ovviare al segnalato inconveniente (1).

La seduta del 29 aprile fu breve e dedicata alla questione della definizione dei nati morti e dei neonati prematuri. In rapporto a questa questione, la Conferenza si volle occupare dei mezzi migliori onde rendere più accurati, più scientifici e più uniformi i metodi di rilevazione, di raccolta e di elaborazione dei dati da parte dei vari paesi e raggiungere così la maggiore comparabilità e precisione nei dati internazionali. A tal uopo intervenne la Delegazione italiana, che presentò un progetto riguardante la necessità di introdurre nelle Facoltà di Medicina l'insegnamento della Statistica sanitaria, allo scopo di lumeggiare l'importanza di questa disciplina, i cui metodi, se correttamente usati, permettono alle Autorità sanitarie di tempestivamente intervenire nelle opere di profilassi e cura delle malattie e nella prevenzione sociale di alcune di esse, mediante provvidenze legislative. In rapporto a questa mozione della Delegazione italiana, la Conferenza decise di incaricare l'Organizzazione Mondiale della Sanità di studiare lo stato dell'insegnamento della statistica sanitaria nelle facoltà di medicina dei diversi paesi, specialmente in ciò che concerne i metodi di raccolta e di interpretazione dei dati statistici, e di agire in conseguenza delle notizie raccolte da questa inchiesta.

La Seduta del 30 aprile fu la seduta conclusiva della Conferenza in quanto furono esaminati i diversi rapporti presentati dalle Delegazioni, si procedé alla adozione delle conclusioni della Conferenza e alla firma da parte dei delegati convenuti. Le Delegazioni dei diversi paesi, fra cui quella italiana, firmavano una convenzione in cui, tenuto conto dell'art. 2) lett. s e dell'art. 21) lett. b della costituzione dell'Organizzazione Mondiale della Sanità:

I) sottopongono all'Assemblea Mondiale della Sanità, per l'esame ed i relativi provvedimenti, la Classificazione internazionale delle malattie, traumatismi e cause di morte e le altre raccomandazioni annesse, che sono state adottate e che hanno lo scopo di migliorare l'uniformità e la comparabilità internazionale delle statistiche della morbosità e della mortalità.

II) si impegnano a raccomandare ai loro rispettivi governi l'adozione della Classificazione e delle raccomandazioni precitate.

III) raccomandano all'Assemblea Mondiale della Sanità:

a) l'adozione della « Classificazione statistica internazionale delle malattie, traumatismi e cause di decesso » approvata dalla Conferenza;

b) l'adozione della nomenclatura intermedia di 150 voci per l'intavolazione delle statistiche delle malattie e delle cause di morte, per gruppi di età e per altre caratteristiche demografiche;

c) l'adozione della nomenclatura abbreviata di 50 voci per la intavolazione delle statistiche delle cause di morte secondo le circoscrizioni amministrative;

d) l'impiego delle nomenclature sopradette nelle pubblicazioni, delle statistiche della mortalità, per l'intero paese, per ciascuna città o agglomerato urbano di almeno 1.000.000 o 100.000 abitanti, per l'insieme delle zone urbane aventi una popolazione di almeno 100.000 abitanti, per l'insieme delle zone urbane del paese di meno di 100.000 abitanti, per l'insieme delle zone rurali, per le suddivisioni amministrative, distinte per sesso ed età,

(1) Per incidenza si fa notare che anche al VII Congresso Nazionale contro la tubercolosi, tenutosi a Milano dal 30 novembre al 2 dicembre 1947, fu proposto, riguardo allo studio della mortalità per tubercolosi, che i decessi siano classificati secondo il luogo di dimora abituale.



secondo le modalità e le istruzioni esposte nelle sedute del 27 aprile e del 28 aprile e con gli emendamenti proposti, per quanto riguarda i gruppi di età, dalla speciale Sottocommissione riunitasi nel pomeriggio del 28 aprile;

e) l'adozione, per le statistiche della morbosità, della nomenclatura dettagliata, e della nomenclatura speciale di 50 voci per le statistiche della morbosità compilate dalle istituzioni di assicurazione sociale;

f) l'adozione del certificato medico di decesso, proposto dal Comitato degli Esperti della Commissione interinale dell'O.M.S.;

g) l'adozione, per l'intavolazione delle cause multiple di decesso, del Modello proposto dal Comitato degli Esperti della Commissione interinale dell'O.M.S.;

h) la pubblicazione della «Classificazione statistica internazionale delle malattie, traumatismi e cause di morte» in due volumi, contenenti il primo: l'introduzione, la nomenclatura dettagliata a 3 cifre, lo sviluppo di ciascuna voce della nomenclatura dettagliata, la nomenclatura intermedia di 150 voci, la nomenclatura abbreviata di 50 voci, la nomenclatura speciale di 50 voci per le statistiche della morbosità da compiersi dalle istituzioni di assicurazione sociale, le regole relative alla scelta della causa principale di morte quando sulla scheda di decesso sono indicate più cause; ed il secondo: l'indice alfabetico delle malattie e cause di decesso nelle tre lingue, inglese, francese e spagnolo e con alcuni termini latini usati in alcuni paesi;

i) l'adozione delle suddette nomenclature a principiari dal 1° gennaio 1950 e che, possibilmente, per quest'anno siano pubblicati i dati classificati sia con la vecchia che con la nuova nomenclatura;

l) la costituzione, da parte dell'Assemblea Mondiale della Sanità, di un Comitato di Esperti in statistica sanitaria che inizi subito lo studio; 1°) per l'intavolazione dei decessi a cause multiple; 2°) per la ripartizione dei dati demografici secondo la residenza; 3°) dei metodi di standardizzazione dei quozienti di mortalità; 4°) dei problemi statistici riguardanti la mortalità feto-infantile;

m) la costituzione, da parte dei governi, di comitati nazionali destinati a coordinare i lavori statistici nell'interno di ciascun paese e a servire da collegamento fra le istituzioni statistiche nazionali e il Comitato degli Esperti in statistica sanitaria dell'O.M.S.;

n) la decentralizzazione dello studio di taluni problemi di statistica concernenti la sanità pubblica, affidandoli ai comitati nazionali di statistica o alle Organizzazioni nazionali interessate, che trasmettano il risultato dei loro studi al Comitato degli Esperti di statistica sanitaria dell'O.M.S. per la loro discussione e la eventuale utilizzazione internazionale;

o) la costituzione e lo sviluppo della sezione statistica del Segretariato dell'O.M.S. dimodochè essa possa assumere, fra le sue responsabilità e funzioni, con la competenza tecnica necessaria, il ruolo di Organo consultivo per le organizzazioni sanitarie delle statistiche nazionali;

p) la convocazione, quando sia necessario, di conferenze tecniche internazionali sui problemi di statistica sanitaria e demografica.

IV) propongono che siano affidati ai sopradetti Comitati nazionali o alle Organizzazioni interessate dei paesi, più sotto menzionati, i seguenti studi:

a) registrazione e statistica della morbosità e mortalità per cancro (alla Danimarca, Francia, Norvegia, Regno Unito d'Inghilterra, ecc.);

b) metodi di presentazione delle statistiche dei decessi a cause multiple (agli Stati Uniti d'America, Regno Unito d'Inghilterra, Svizzera);

c) relazioni fra il carattere riservato della denuncia delle cause di morte e l'esattezza delle statistiche da questa fonte desunte (al Belgio, Francia, Svizzera);

d) relazioni tra statistiche sanitarie e statistiche riguardanti le caratteristiche e la distribuzione delle popolazioni (al Canada, Stati Uniti d'America);



e) problemi concernenti le statistiche della morbosità per malaria (all'Italia, India, Equatore);

f) adattamento della classificazione statistica internazionale delle malattie, traumatismi e cause di morte alle esigenze delle statistiche riguardanti le forze armate (al Canada, Stati Uniti d'America);

g) morbosità e mortalità per malattie tropicali (alla Francia);

h) metodo per ottenere delle statistiche precise sulla frequenza e le cause di mortalità fetale (Classificazione dei periodi di gestazione inferiori a 28 settimane, classificazione delle cause multiple e metodo di denuncia) (agli Stati Uniti d'America, Regno Unito d'Inghilterra).

V) propongono l'elaborazione e l'adozione, ai sensi degli artt. 20, 21 e 22 della Costituzione dell'O.M.S., di regolamenti che contemplino, nella misura del possibile, le raccomandazioni e le proposte sopradette.

VI) incaricano il Comitato degli Esperti per la preparazione della VI revisione delle nomenclature nosologiche di stabilire il testo definitivo:

a) della « Classificazione statistica internazionale delle malattie, traumatismi e cause di morte », della nomenclatura intermedia, della nomenclatura abbreviata e della nomenclatura speciale per gli Istituti di assicurazione sociale, apportandovi tutte quelle modificazioni, che crederà opportune, proposte nel corso della conferenza, senza però modificarne essenzialmente la struttura;

b) del modello del certificato di decesso;

c) delle regole da seguire nella scelta della causa principale della morte nel caso che sul certificato di decesso siano indicate più cause;

d) del modello di tabella da usare per la presentazione delle cause multiple di morte.

GIUSEPPE GIANNELLI

## RIVISTA GEOGRAFICA ITALIANA

Pubblicazione della Società di studi geografici - Firenze.

1948, marzo (fasc. 1)

N. Shalem: Un viaggio in Palestina nel 1521. B. Nice: La fittezza del reticolato idrografico nell'Appennino tosco-emiliano. R. Riccardi: Un nuovo atlante nazionale: l'Atlante del Portogallo.

giugno (fasc. 2).

B. Nice: La fittezza del reticolato idrografico nell'Appennino tosco-emiliano. P. Macconi Anguillesi. Un geografo dell'Ottocento: Attilio Zuccagni Orlandini. S. Boenzi: Osservazioni su alcune salse in provincia di Matera.

settembre (fasc. 3).

A. Micheli: Arrigo Lorenzi. L. Lacquaniti: Note antropogeografiche sui piani d'Aspromonte. M. Ortolani: Le isole dalmate.

## REVUE SUISSE D'ÉCONOMIE POLITIQUE ET DE STATISTIQUE

Publiée par la Société Suisse de Statistique et d'économie politique.

Basel, Blumenrain, 2

1948, Avril, nr. 2.

W. Rappard: Du déséquilibre intercontinental à propos du plan Marshall. L. F. Furlan: Rechnungsabschlüsse von Unternehmungen als Zahlenkollektiv. O. Weinberger: Zur Würdigung Karl Mengers.

## † Giovanni De Francisci Gerbino

(1883 – 1948)

Il cortese invito rivoltomi dal Direttore di questa Rivista, di ricordare l'attività scientifica del prof. GIOVANNI DE FRANCISCI GERBINO, del quale io fui per diversi anni assistente, mi dà modo di offrire alla Sua memoria il mio tributo di riconoscenza e di ammirazione.

GIOVANNI DE FRANCISCI GERBINO nacque a Palermo il 4 Aprile 1883 ed ebbe un ingegno versato alla riflessione dei severi studi finanziari, economici e statistici. A 20 anni, l'11 Luglio 1903, conseguì la laurea all'Università di Palermo, il 22 Luglio la libera docenza e svolse i suoi corsi liberi nell'ateneo palermitano. Nel 1915 fu titolare a Cagliari e dal 1917 fino alla sua scomparsa, ordinario a Palermo, prima alla cattedra di Scienza della finanze e poi a quella di Economia politica della Facoltà di Scienze Economiche e Commerciali, della quale fu insigne Preside.

Copri le cattedre di economia politica, economia agraria, scienza delle finanze, statistica, dedicandosi all'insegnamento con vera passione. La sua vita fu tutta rivolta all'attività scientifica e ai problemi dell'economia siciliana, ai quali si dedicò con competenza di teorico e di tecnico.

Si spense il 5 Marzo 1948 improvvisamente a Roma, ove si era recato per portare al Congresso di Politica degli scambi internazionali, la sua parola di competente economista e di caldo sostenitore degli interessi dell'economia isolana.

Lasciò incompleta la revisione di due suoi volumi (2° e 4°) delle « Lezioni di Economica » dei quali preparava la nuova edizione e un articolo sul « Problema della riforma agraria in Sicilia » del quale fu affidato a me l'ambito onore di rivedere e concludere.

Io non posso qui, per brevità di spazio, occuparmi di tutte le opere del DE FRANCISCI; mi limito a quei corsi universitari, agli studi, agli interessanti articoli, alle appassionate relazioni e conferenze, che possono dare un quadro del contributo che Egli apportò nel campo economico e finanziario.

Gli scritti di GIOVANNI DE FRANCISCI GERBINO si possono distinguere in due grandi categorie: l'una riguardante in modo particolare la Scienza delle finanze e l'altra l'Economia politica. Le due categorie di produzione scientifica hanno però in comune la logica serrata e stringente in cui i problemi sono posti e risolti.

Tra gli scritti giovanili, che gli fecero conseguire la libera docenza e svolgere un corso libero di Economia Politica all'Università di Palermo è degno di particolare nota: « *Commercio internazionale e Politica commerciale* » che è un insieme di monografie, legate tra loro in maniera armonica,

con un filo conduttore e di sviluppo nel loro contenuto e con quello stile chiaro, suadente nella forma logica, che è una delle caratteristiche del suo scrivere.

Nella sua minuta analisi, il DE FRANCISCI esamina il problema del commercio internazionale e della politica commerciale, fermandosi alla dibattuta questione del protezionismo e del libero scambio. Al lume delle sue vedute, circa la convenienza dello scambio internazionale senza ostacolo protettivo, vengono esaminate alcune teorie tra le quali quelle del LIST e del MILL, giustificatrici del protezionismo. La produzione aumenta i poteri produttivi esclusivamente nel senso del loro dispendio, quasi mai nel senso della loro efficacia; onde è chiaro che nessun vantaggio può arrecare allo Stato.

Se il protezionismo è la causa della prosperità dei paesi protezionisti, promuovendo la diversità di impieghi, garantendo il mercato sicuro, facendo risparmiare i costi di trasporto, impedendo l'esaurimento di terreni, mantenendo alti i salari, rendendo possibile il doppio impiego del capitale, impedendo l'aumento dei prezzi, esso non può costituire il rimedio a tutti quei mali che minacciano lo sviluppo industriale delle Nazioni.

Anche il problema del commercio internazionale è sempre irto di difficoltà ed implica una serie di elementi economici da valutare per vedere in che riporre la causa della prosperità del Paese. Occorre tener presente che nella nazione gli interessi delle varie classi sociali non sono solidali ma hanno divergenze ed antagonismi e il commercio internazionale, ove non operi l'intervento dello Stato, può essere orientato verso il sistema restrittivo del protezionismo che risponde alle utilità particolari, prevalenti sull'utilità generale o verso il libero scambio che è il sistema che meglio risponde all'utilità generale.

Il protezionismo fu mantenuto nelle diverse nazioni perchè necessario ai capitalisti per tenere depresse le condizioni delle classi lavoratrici e promuovere lo sviluppo delle industrie. Esso, che non è mai vantaggioso alla Nazione, si può spiegare solo in dati periodi, per dare incremento allo sviluppo dell'industria, aumentando i salari al di sopra del minimo.

Il DE FRANCISCI notava che in Italia il protezionismo era un danno specie per l'agricoltura per cui auspicava la scomparsa di tale sistema per potere fare un passo notevole nella via del progresso.

Questi suoi concetti fondamentali: se la protezione possa essere o no vantaggiosa all'economia di una Nazione, furono oggetto di alcuni articoli apparsi in quel tempo (1903-6) nella « Rivista di Legislazione comparata »: E così in « *Il fenomeno demografico, il commercio internazionale e l'evoluzione sociale* » esponeva le proprie vedute in contrapposizione a quelle del FANNO sulla evoluzione della società, riconoscendo il vantaggio del commercio internazionale che si addice ad una struttura economica in cui è diminuito l'onnipotente impero del capitale; in « *Legislazione sociale e protezionismo* » affermava che la libertà non è intesa nel senso utilitarico di libero scambio ma in senso più ampio, includente tutte le individualità singole al lume delle quali la legislazione sociale migliora le condizioni delle classi lavoratrici; in « *Legislazione comparata sul lavoro* », prendendo spunto dall'esame del contratto di lavoro del Belgio, affermava che ispirarsi, nella legislazione so-

ziale, alla tutela dell'operaio è avere coscienza giuridica e morale ed è attuare un'organizzazione economica che è sintomo di vero progresso.

Iniziando il suo corso libero di Economia politica all'Università di Palermo con una prolusione sulla « *Teoria dell'equilibrio economico* », il DE FRANCISCI metteva in evidenza, guardandola da un punto di vista critico, la caratteristica della teoria dell'equilibrio come reazione alle dottrine classiche, per la diversa considerazione del fenomeno della distribuzione in rapporto allo scambio. Richiamandosi alle teorie di G. RICCA SALERNO, Egli distingueva la distribuzione dallo scambio, per le sfere diverse in cui essi si muovono e le funzioni diverse cui adempiono. La teoria dell'equilibrio economico erroneamente nega, per il DE FRANCISCI, l'influenza notevole esercitata dal fenomeno economico sugli altri fenomeni sociali onde non potrà mai apportare un contributo alla sociologia, minacciandone anzi i progressi. Chi si servisse della matematica come unico strumento di indagine scientifica, non potrebbe penetrare le fibre dei fenomeni della società e per conseguenza non potrebbe distruggere le profonde ingiustizie e le ineguaglianze sociali.

L'interesse per le questioni finanziarie, lo portò a personali soluzioni e diede luogo negli anni 1909-14 agli scritti: « *Studi sui prestiti comunali* », « *Sullo schema di riforma della finanza locale* », « *Le imposte sul trasferimento della proprietà immobiliare* », « *Le imposte patrimoniali* », « *Sul concetto di patrimonio e sulla sua funzione dal punto di vista tributario* ». Il DE FRANCISCI in questi lavori, risultato di faticose ricerche e di meditati studi, mostrava la sua erudizione sugli argomenti presi in esame, applicando i principi di diritto pubblico alle varie questioni tributarie.

I fenomeni finanziari, guardati non nello stretto campo della finanza, ma in un campo più vasto, includente in sé elementi giuridici, economici e politici, si presentano completi nel loro esame e tali da potere darci chiare conclusioni. La revisione fatta delle varie dottrine sui sistemi delle imposte e delle tasse è interessante per vedere, al lume della legislazione vigente, come si possano tassare le manifestazioni della capacità contributiva, evitando sia doppie tassazioni, sia evasioni. E' indicata la via da percorrere per fare un passo avanti nel problema della giustizia tributaria, secondo un sistema di integrazione.

Guardando reddito e patrimonio dal punto di vista tributario, metteva in evidenza che il reddito è sempre colpito dall'imposta: occorre vedere se colpirlo direttamente o indirettamente. Trattando della finanza locale, il DE FRANCISCI esamina la natura *sostanziale* delle tasse, mentre gli altri scrittori si erano limitati a guardare il problema dal punto di vista formale.

Nella prolusione al suo primo corso di Scienza delle Finanze da titolare all'Università di Cagliari, il 14 Gennaio 1915 su « *Teorie antiche e recenti intorno alle imposte sul consumo* » determinando accanto alle imposte, commisurate all'entrata, quelle commisurate alla spesa dei contribuenti, guardava il problema secondo il principio dell'uguaglianza tributaria.

Argomenti specifici sulla necessità di incidere la capacità contributiva dei cittadini sono trattati negli articoli, apparsi nella « *Rivista di Diritto Pubblico* » su « *Imposte di famiglia e sul bestiame* », « *Sulle tasse comunali di macellazione e visita* » dove sono esaminati i regolamenti in vigore e



« *Le imposte di fabbricazione e la tassazione del consumo* », trattando esaurientemente questa categoria di tributi, distinta dalle altre per il sistema di riscossione che colpisce i consumatori attraverso i produttori e « *Intorno ai dazi di consumo* » che incidono su tutti i cittadini, ricchi e poveri, prescindendo dalla loro capacità contributiva, sostenendo che tali tributi non debbono costituire un ostacolo alla produzione e alla circolazione della ricchezza.

Al lume del progetto Rignano sulla socializzazione dei beni e strumenti di produzione scrisse tra il 1923 e il 1925 gli articoli: « *Di una proposta di riforma del diritto successorio* » e « *Sulle applicazioni finanziarie di una proposta di riforma del diritto successorio* », dove sostiene l'opportunità di limitare ai trapassi ex-familiari il principio della tassazione delle ricchezze già ereditate dal defunto e critica le applicazioni nel campo tributario, proposte dal GINI in sostituzione del criterio di discriminazione dei redditi, « *Un nouveau principe d'impôt successoral pour amortir les dettes de la guerre dans les pays ex-belligérantes* »; « *La reconstruction financière du Belgique* »; « *New means for the more rapid extinction of the british national debt* »; « *Nuovi orientamenti per un più rapido ammortamento del debito pubblico* », mettendo in rilievo che la guerra lasciò alle nazioni belligeranti, la triste eredità di una massa imponente di debiti pubblici, per cui occorre affrontare il problema della riduzione dei relativi interessi senza prelevamento d'imposta su essi ma col sistema dell'ammortamento graduale specie nei paesi poveri, quali l'Italia, il Belgio, la Francia.

Non semplicemente fu attratto il DE FRANCISCI dalle questioni finanziarie ma ancora dai problemi economici, dei quali si occupò nei Corsi di Economia che a mano a mano videro nuove edizioni, spesso, interamente rifatte.

Io mi richiamo qui all'edizione del 1947 « *Lezioni di Economica* » in quattro volumi, frutto dei suoi lunghi anni d'insegnamento, edizione che, peraltro, nel rifarla avrebbe voluto rivedere, chiarire e allargare, come Egli stesso mi diceva, in alcuni punti e specie nell'interessante cap. III del 2° volume: « *Il prezzo nell'ipotesi del monopolio* » e nei cap. X e XI del IV vol.: « *Il socialismo* » e « *Il socialismo di Stato* ». I quattro volumi riguardanti « *La produzione e l'impresa, la distribuzione (I)* »; « *Lo scambio e il prezzo, gli strumenti della circolazione (II)* », « *Credito e banche, commercio internazionale, trasporti (III)* »; « *Lo sviluppo del pensiero economico (IV)* », delle « *Lezioni* » si presentano densi di teorie, esaminate con meditata consapevolezza e obiettività e delle Sue idee sulla necessità di dare una direttiva statale ai problemi economici, anziché abbandonarli agli interessi individuali, talvolta contrastanti e negatori di quelli generali.

L'importanza e la vastità della materia, contenuta nei quattro volumi delle « *Lezioni di Economica* » così strettamente legati, meriterebbero, invero, un ben più ampio spazio; ma io sono costretta restringermi entro ben determinati limiti.

Il DE FRANCISCI, dopo avere nel 1° volume trattati i concetti fondamentali di attività economica, bisogni, utilità dei beni, produzione, distribuzione, rendita, salario, interesse e profitto, passa nel 2° volume a occuparsi delle interessanti questioni dello scambio e del prezzo e degli strumenti della circolazione. Nella trattazione del problema dello scambio e dei prezzi appare

come, nella realtà, non si possa fare a meno di mettere i fenomeni economici in rapporto con quelli extra-economici. Sufficientemente chiariti i concetti di prezzo nelle diverse ipotesi della concorrenza perfetta e imperfetta, del monopolio, del regime vincolistico; esauriente lo sviluppo degli strumenti della circolazione monetaria e dei rapporti tra fenomeno finanziario e fenomeno economico. Nel 3° volume, trattando della politica commerciale e bancaria e del commercio internazionale, si ferma ad esaminare le questioni economiche che riconnette all'azione della moneta e le questioni di politica protettiva e liberale negli scambi internazionali, con profonda e vasta cognizione di fatti e teorie. Il 4° volume è un'accurata trattazione del pensiero degli economisti, dai greci ai contemporanei, con osservazioni e impressioni personali degne di merito.

Il « *Corso di Economia e politica agraria* » per l'insegnamento di tale materia alla Facoltà di Scienze Economiche, è assai notevole sotto molteplici aspetti e tratta dell'agricoltura nella storia del pensiero economico, dell'agricoltura italiana, della politica agraria dello Stato italiano, della produzione agraria, delle imprese agrarie, dei rapporti tra imprenditori, proprietari e lavoratori, della distribuzione e circolazione dei prodotti agrari. Alcuni concetti fondamentali del « *Corso* » vennero dal DE FRANCISCI sviluppati in articoli, relazioni e conferenze.

Interessante, a questo riguardo, un profondo studio del 1940, arricchito di eloquenti dati statistici su « *La situazione economica internazionale* » dove sono messi in rilievo i progressi che l'Italia avrebbe potuto conseguire nel campo agrario con un accrescimento della produzione e connesse opere di bonifica. Il DE FRANCISCI, in questo studio, esprimeva anche il convincimento che rinnovare l'agricoltura siciliana era dare un apporto notevole alla produzione nazionale.

Nell'articolo « *Verso i nuovi compiti dell'agricoltura italiana* » Egli osservava che nel miglioramento dell'agricoltura è implicita una maggiore produzione e con essa un più elevato conseguimento di redditi, un aumento del tenore di vita delle popolazioni e in particolare delle categorie agricole. Tutto ciò presuppone una più ampia sfera di azione dell'iniziativa individuale, eliminando le sovrastrutture economiche, create dalle contingenze belliche.

I problemi siciliani di natura economica, agraria e finanziaria, lo attrassero vivamente e frutto di tanto interesse furono articoli su « *Riflessione sullo stato presente del Regno di Sicilia riguardo a ciò che concerne l'agricoltura e la pastorizia di G. Meli* », mettendo in evidenza che il MELI nella diversa distribuzione delle imposte, teneva presente soltanto l'elemento di disagio economico dei lavoratori agricoli; « *La produzione, il consumo, e la esportazione del grano in Sicilia nel secolo XVIII* » con importanti dati statistici sulle annate buone e cattive della seconda metà del 700 in Sicilia; « *Francesco Ferrara e Quintino Sella* » conferenza tenuta a Palermo alla Storia Patria nel 1928 che trattava i problemi di natura economica e finanziaria dell'Italia e della Sicilia; « *Le idee e l'azione di Simone Corleo sull'enfiteusi dei terreni ecclesiastici e il miglioramento dell'agricoltura siciliana* » dove è esaminata quella legge del 1862 che se non poteva risolvere il



problema del latifondo, segnava il manifestarsi di nuove condizioni per il progresso agrario dell'Isola.

Il problema del latifondo, inteso dal punto di vista economico, venne affrontato dal DE FRANCISCI già nel 1919 in due articoli per il « Contributo dell'Ora al problema meridionale »: « *Verso la soluzione del problema del latifondo siciliano* » e « *Trasformazione di cultura e spartizione del latifondo* ».

Nell'articolo in « *Giornale degli Economisti* » (1940), « *Una grande riforma agraria: la colonizzazione del latifondo siciliano* » Egli faceva sentire la necessità dell'opera dello Stato per incoraggiare la colonizzazione avviata dai proprietari. I problemi economici dello spezzettamento del latifondo e della disciplina dei patti agrari lo indussero a redigere un commento al « *Contratto collettivo di lavoro per i poderi del latifondo siciliano* », mentre nell'articolo « *La distribuzione del reddito nella nuova economia agraria* » (1941) stabiliva la presumibile distribuzione del reddito avvenire in base ad un calcolo di produzione e ripartizione di produzione nella azienda agraria da Lui considerata. Nell'articolo « *Le famiglie coloniche del latifondo siciliano* » (1940) metteva in rilievo che il miglioramento delle condizioni di vita delle famiglie coloniche, non dipende dal riparto del prodotto netto ma dal notevole accrescimento di questo prodotto, che rende quantitativamente più elevata la quota percentuale spettante al lavoro.

In questi ultimi anni il DE FRANCISCI, si era dedicato con passione ai problemi dell'autonomia siciliana, e in una relazione della Commissione Economica finanziaria, su « *L'autonomia siciliana nel quadro della rinascita economica nazionale* » (1947) mise in luce i motivi per cui la Sicilia si è sempre trovata in una condizione di inferiorità economica, avvertendo che tutto si può superare con l'autonomia, strumento di industrializzazione e di progresso economico e sociale dell'isola e fattore fondamentale della rinascita economica dell'Italia. Nell'altra relazione della stessa Commissione su « *La possibilità di trasformazione e di sviluppo del commercio estero siciliano in regime di autonomia, fattore di progresso dell'economia nazionale* » mise in rilievo le caratteristiche del commercio estero della Sicilia nel 1946, immutate rispetto a quelle anteriori. Osservava che oggi le esportazioni della Sicilia concorrono al saldo della bilancia dei pagamenti nazionali ma non sono strumento di trasformazione dell'economia siciliana. Come membro della Commissione per l'incremento economico della Sicilia collaborò ai lavori per un « *Progetto di riforma agraria* » con la competenza e la passione che erano sue peculiari caratteristiche, ed espresse alla Commissione l'idea di eliminare qualsiasi forma parassitaria e dannosa alla produzione e al lavoro, mediante un incremento della produzione globale, da attuarsi con le modalità proposte, nonchè la revisione dei patti agrari.

Nell'ultimo Suo articolo postumo, « *Il problema della riforma agraria in Sicilia* » il DE FRANCISCI chiariva le finalità della riforma mediante un processo di intensificazione, di trasformazione e di distribuzione delle terre, sentendo la necessità di contemperare l'iniziativa privata con l'azione decisiva dello Stato.

*Pubblicazioni di GIOVANNI DE FRANCISCI GERBINO:*

- Legislazione comparata sul lavoro; Legislazione sociale e protezionismo; Il fenomeno demografico, il commercio internazionale e l'evoluzione sociale in « Rivista di legislazione comparata » 1903, 1905, 1906.
- Commercio Internazionale e Politica Commerciale - Palermo, Reber, 1907.
- La teoria dell'equilibrio economico e il rapporto di causalità - Palermo, Reber, 1908.
- Studi sui prestiti comunali - Palermo, Fiorenza, 1909.
- Le tasse nella dottrina e nel diritto finanziario - Palermo, Fiorenza, 1910.
- Sul concetto di patrimonio e sulla sua funzione dal punto di vista tributario; Sul concetto di reddito in relazione al consumo in « Giornale degli economisti », 1911.
- Le imposte patrimoniali e la valutazione del patrimonio fondiario - Milano, Vallardi, 1912.
- Le imposte sul trasferimento della proprietà immobiliare - Milano, Vallardi, 1914.
- Teorie antiche e recenti intorno alle imposte di consumo - Cagliari, Soc. Tip. Sarda, 1916.
- La classificazione giuridica e la classificazione finanziaria delle entrate ordinarie dello Stato: Imposte di famiglia e sul bestiame; Sulle tasse comunali di macellazione e visita; Le imposte di fabbricazione e la tassazione del consumo - in « Rivista di diritto pubblico » 1916, 1917, 1919.
- Di una proposta di riforma del diritto successorio; Sulle applicazioni finanziarie di una proposta di riforma del diritto successorio - in « Giornale degli Economisti », 1923.
- Un nouveau principe d'impôt successoral pour amortir les dettes de guerre dans les pays belligérants - in « Scientia », 1923.
- La situation financière de la France - in « Revue d'Economie politique », 1924.
- La reconstruction financière du Belgique - in « Le Flambeau », 1925.
- New means for the more rapid extinction of the british national debt - in « Economic Journal », 1925.
- Intorno ai dazi di consumo - in « Boll. della R. Acc. di Scienze Lettere e Belle Arti » di Palermo, 1929.
- Sullo schema di riforma della finanza locale - Piacenza, Tip. Federazione dei Consorzi Agrari, 1930.



- Per un più rapido ammortamento del nostro debito pubblico - in « Saggi di Economia Politica contemporanea », vol. II per le onoranze a G. Supino, Padova, Cedam, 1930.
- Le idee e l'azione di Simone Corleo sull'enfiteusi dei terreni ecclesiastici ed il miglioramento dell'agricoltura siciliana - in « Giornale di Scienze naturali ed economiche », 1933.
- Corso di Economia e Politica Agraria - Padova, Cedam, 1938.
- La situazione economica internazionale - Padova, Cedam, 1940.
- Le riflessioni sullo Stato presente del Regno di Sicilia riguardo a ciò che concerne l'agricoltura e la pastorizia di G. Meli - da « Studi su Giovanni Meli nel II centenario della nascita », Palermo, Palumbo, 1941.
- La distribuzione del reddito nella nuova economia agraria. Il contratto collettivo per poderi del latifondo siciliano - in « Quaderni dell'Ente di Colonizzazione del Latifondo siciliano », Palermo, 1941.
- Le famiglie coloniche del latifondo siciliano - in « Statistica », 1941.
- Verso i nuovi compiti dell'agricoltura italiana - in Rivista « Terra e Lavoro », 1942.
- La produzione, il consumo e l'esportazione del grano in Sicilia nel secolo XVIII; Il problema della riforma agraria in Sicilia - in « Annali della Facoltà di Economia e Commercio », 1947.
- L'autonomia siciliana nel quadro della rinascita economica nazionale; La possibilità di trasformazione e di sviluppo del commercio estero siciliano in regime di autonomia fattore di progresso dell'economia nazionale - in « L'autonomia siciliana », 1947.
- Lezioni di Economica - Voll. I-IV, Padova, Cedam, 1947.

*Per mancanza di spazio, le « Recensioni », la « Rassegna bibliografica », gli « Annunzi di pubblicazioni » e il « Notiziario » sono rimandati al quarto fascicolo (dicembre 1948) di prossima pubblicazione.*

*Pubbli. aut. con decr. pref. n. 119 del 12 nov. 1946 prot. 3104/A-071*

Gerente resp.: FERNANDO ZACCARIA

A. B. E. T. E. - Roma - Via Prenestina, 683